

اندازه‌گیری هزینه‌های رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری ایران

رویکرد ناکارایی تخصیصی و ناکارایی X

افسانه شفيعي^۱

احمد تشکيني^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۰۵/۰۶

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۱۱/۱۹

چکیده

این مطالعه به سنجش آثار رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی ناموزون ۱۷ بانک دولتی و خصوصی در دوره‌ی زمانی ۸۷-۱۳۷۵، اختصاص دارد. به‌منظور شناسایی وضعیت عملکرد صنعت بانکداری ایران از دو روش «مثلث رفاه» و «لینشتاین» استفاده شده است. در روش مثلث رفاه با فرض به‌کارگیری بهینه‌ی نهاده‌ها تنها به اثرات رفاهی ناکارایی تخصیصی پرداخته می‌شود، در حالی که در روش لینشتاین افزون بر لحاظ ناکارایی تخصیصی (مثلث رفاه)، آثار رفاهی ناشی از ناکارایی X نیز در محاسبات وارد می‌شود.

نتایج به‌دست آمده از روش اول مبین سطح پایین هزینه‌های رفاهی و کمابیش معادل یک‌درصد ارزش تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۷ است. رقم گفته شده با استفاده از روش دوم (لحاظ آثار رفاهی ناکارایی X) بسیار بالاتر و معادل چهار درصد ارزش تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۷ است.

JEL: C87, C12, G21, L13.

واژگان کلیدی: هزینه‌های اجتماعی، ناکارایی X ، ناکارایی تخصیصی، کشش تقاضا، صنعت بانکداری.

۱- دکترای اقتصاد از دانشگاه علامه طباطبائی و عضو هیأت علمی مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. Email: ashafiee@gmail.com

۲- دکترای اقتصاد از دانشگاه تهران و عضو هیأت علمی مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. Email: atashkini@gmail.com

۱. مقدمه

ابلاغ سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی، اهمیت صنعت بانکداری در اقتصاد ایران را از دو جنبه برجسته‌تر کرده است. جنبه اول، ابلاغ بند «ج» سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی مبنی بر واگذاری بانک‌های دولتی به استثنای بانک مرکزی، بانک ملی ایران، بانک سپه و بانک‌های تخصصی است که ساختار در بدنه این صنعت را تغییر می‌دهد. ترسیم این فضای جدید در بازار پول کشور مستلزم بازبینی چارچوب‌های قانونی و شمارش نیازهای جدید آن است. جنبه دوم، تغییر ساختار صنایع کلیدی و واگذاری مالکیت دولتی به غیردولتی است که براساس آن کارآمدتر شدن بازار پول کشور به‌منظور تأمین مالی بخش حقیقی اقتصاد (با مالکیت غیردولتی) امری ضروری می‌نماید.

افزون بر موارد یاد شده، عواملی مانند عدم توسعه‌ی بازار سرمایه و حاکمیت نظام مالی «بانک پایه» در اقتصاد ایران و اهمیت موضوع مدیریت و هدایت منابع پولی، ضرورت توجه به صنعت بانکداری را روشن‌تر می‌کند. بدیهی است نظر به ارتباط تنگاتنگ بازار پول با دیگر بخش‌های اقتصادی، هرگونه نقصان در ساختار این بخش و ناکارآمدی عملکرد آن، زمینه‌های بروز اختلال در دیگر بخش‌ها و به‌پیرو آن آثار رفاهی در اقتصاد را فراهم می‌آورد.

براین اساس، مطالعه‌ی حاضر به‌دنبال بررسی وضعیت آثار رفاهی در صنعت بانکداری ایران در پنج قسمت است. در بخش نخست، تبیین نظری روش‌های سنجش هزینه‌های رفاهی (با تأکید بر صنعت بانکداری) پرداختی و در بخش دوم، مطالعات صورت گرفته در حوزه‌ی سنجش هزینه‌های رفاهی مرور شده است. در بخش سوم، ارزیابی شاخص‌های عملکرد در صنعت بانکداری ایران به تفکیک بانک‌های فعال و در بخش چهارم، تحلیل تجربی وضعیت سنجش رفاهی در صنعت بانکداری ایران تحلیل شده است. مطالعه در بخش پنجم با جمع‌بندی و توصیه‌های سیاسی پایان می‌پذیرد.

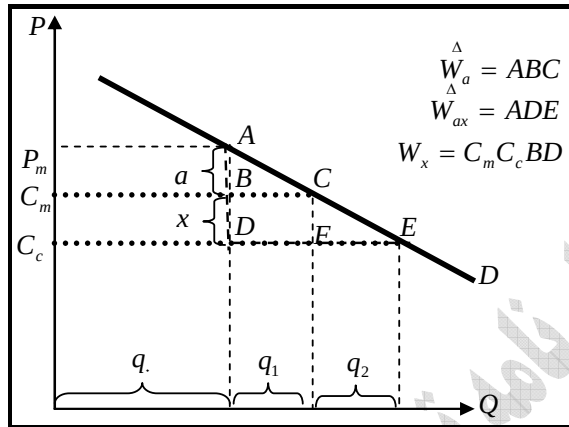
۲. هزینه‌های اجتماعی: مفهوم نظری و روش‌های سنجش

در ارزیابی هزینه‌های اجتماعی ناشی از عملکرد در یک صنعت، در بسیاری مواقع فرض بر آن است که نهاده‌ها به‌همان کارآمدی بازارهای رقابتی استفاده می‌شود. در این هنگام، زیان رفاهی ناشی از انحصار در نتیجه‌ی تخصیص نابهینه‌ی منابع یا به‌عبارتی ناکارایی تخصیصی^۱ رخ می‌دهد و اندازه‌ی آن طبق نمودار (۱) برابر با مثلث ABC خواهد بود.

۱- منظور از زیان رفاهی ناکارایی تخصیصی، مثلث رفاهی است که در نتیجه‌ی تولید انحصاری کم‌تر از معادل رقابتی و قیمت انحصاری بالاتر از قیمت رقابتی (هزینه نهایی)، از دست می‌رود. برای مطالعه‌ی بیشتر مراجعه شود به:

Eaton and Eaton (1991). "Microeconomics". Norton. 1st pub.

نمودار (۱). سطح رفاه گمشده در نتیجه تخصیص نابهینه منابع و ناکارآمدی X



مأخذ: Leibenstein and Comaron (1969), P. 116

مساحت مثلث ABC نخستین بار به وسیله ی هاربرگر (۱۹۵۴)^۱ محاسبه شد. وی ایده ی اصلی خود را از مقاله ی هاتلینگ با عنوان «رفاه عمومی و مشکلات ناشی از مالیات بندی بر نرخ های تسهیلات عمومی و راه آهن» گرفت.^۲ در انجام این محاسبات، هاربرگر نشان داد در هر صنعت (j) که در تعادل قرار دارد، مساحت مثلث گمشده را که در ادبیات اقتصادی با عنوان «زیان از دست رفته»، «مثلث هاربرگر» یا «زیان رفاهی» می شناسند، می توان به صورت (۱) محاسبه کرد:^۳

$$S_j(ABC) = \frac{1}{2} dp_j dq_j \quad (1)$$

که در آن q_j و p_j براساس تابع تقاضای صنعت در نظر گرفته می شود. وی سپس، نشان داد که اگر کشش قیمتی تقاضای کالای j به صورت η_j باشد و اگر $t_j = dp_j / p_j$ در نظر گرفته شود، آنگاه:

$$dp_j = t_j p_j, dq_j = q_j \eta_j t_j \quad (2)$$

1- Harberger (1954).

۲- در این مقاله هاتلینگ به تحلیل اثرات جایگزینی مالیات بر درآمد با نوعی مالیات مقطوع می پردازد که در نهایت درآمد کل یکسانی را به بار می آورد. وی آثار رفاهی وارده بر جامعه را از رابطه ی $S = \frac{1}{2} (\sum_j dp_j dx_j)$ محاسبه کرد که در آن dx_j تغییرات مصرف x_j در نتیجه ی تغییر قیمت آن است.

۳- فروض وی در انجام محاسبات عبارت بود از: ۱. در بلندمدت منابع می توانند میان صنایع تولید کارخانه ای به گونه ای تخصیص یابند که کمایش بازده ثابت نسبت به مقیاس به دست آید ۲. همه ی بنگاه ها بر منحنی هزینه ی بلندمدت خود عمل می کنند، این منحنی هزینه به گونه ای تعریف می شود که هر بنگاه بازدهی برای نسبت به سرمایه گذاری صورت گرفته به دست آورند و بازارها تسویه شوند؛ ۳. کشش تقاضا برای هر محصول صنعت معادل واحد است. (Harberger, 1954, P.p 77-78)

$$S_j = \frac{1}{2} p_j q_j \eta_j t^2_j$$

و با جمع رابطه بر حسب همه‌ی بنگاه‌های صنعت، زیان رفاهی کل به صورت (۳) به دست می‌آید:

$$S_j = \sum_j \frac{1}{2} p_j q_j \eta_j t^2_j \quad (۳)$$

با استفاده از روابط فوق و با فرض کشش تقاضای واحد و همچنین، بهره‌گیری از نرخ‌های بازدهی هر صنعت در دوره‌ی زمانی ۱۹۲۸-۱۹۲۴م، هاربرگر زیان رفاهی انحصار در اقتصاد امریکا را میزانی معادل یک‌دهم درصد تا یک درصد درآمد ملی برآورد کرد.^۱

روش هاربرگر مشوق مطالعات بعدی شد که یکی از مهم‌ترین آن‌ها مربوط به کامرشن (۱۹۶۶)^۲ بود. وی با انتقاد از فرض کشش تقاضای واحد، ابتدا به برآورد کشش تقاضای مقابل هر یک از صنایع پرداخت و سپس، مقدار هزینه‌های رفاهی را از رابطه‌ی (۳) به دست آورد.

روش مهم دیگر مربوط به کالینگ و مولر (۱۹۷۸)^۳ است. آن‌ها در تبیین روش مناسب برای محاسبه هزینه‌های اجتماعی انحصار، از رابطه‌ی (۴) بهره گرفتند.^۴

$$dW_i = \frac{1}{2} \frac{dp_j}{p_j} \frac{dp_j}{q_j} p_j q_j \quad (۴)$$

که در آن $\frac{dp_i}{p_i} = \frac{I}{\eta_i}$, $\frac{dq_i}{q_i} = \eta_i \frac{dp_i}{p_i} = I$ است. بدین ترتیب:

$$dW_i = \frac{dp_j}{p_j} \frac{p_j q_j}{2} \quad (۵)$$

$$dW_i = \frac{\Pi_j}{p_j q_j} \frac{p_j q_j}{2} = \frac{\Pi_j}{2}$$

که در آن Π سود بنگاه است. آن‌ها در نهایت، به منظور توجه به ابعاد مختلف هزینه‌های اجتماعی، هزینه‌های کسب قدرت انحصاری (با تأکید بر تبلیغات) را نیز در محاسبات خود وارد ساختند و روابط به صورت (۶) را پیشنهاد دادند:

1- Harberger (1954), P 82

2-Kamerschen (1955)

3-Cowling & Muller (1978)

4- Cowling & Muller (1978), P727

$$\begin{aligned}
 dW_i &= \frac{(\pi + A)}{2} \\
 &= \frac{A + (\pi + A)}{2} \\
 &= \frac{\pi' + A + (\pi + A)}{2}
 \end{aligned}
 \quad (۶)$$

که در آن A هزینه تبلیغات، π سود پیش از کسر مالیات و π' سود پس از کسر از مالیات است.^۱ نتایج به دست آمده از محاسبات آن ها، نشان داد هزینه های اجتماعی انحصار در حقیقت به میزان قابل توجهی بزرگ تر از روش هاربرگر است.

روش مهم دیگر مربوط به لیبشتاین و کومانور (۱۹۶۹)^۲ است. آن ها در تحلیل های خود، برای اولین بار فرض یکسان بودن کارایی نهاده ها در وضعیت عملکرد رقابتی و انحصاری را حذف کردند و نشان دادند که زیان رفاهی ناشی از انحصار افزون بر «ناکارایی تخصیصی»، شامل گسترش در «ناکارایی X »^۳ نیز می باشد.^۴ به طور دقیق تر آن ها با پرداختن به تأثیر انگیزه ی بهینه سازی در صنعت نشان دادند که واحدهای دارای قدرت انحصاری با برخورداری از حاشیه ی سود بالا که به عنوان چتر محافظ مقابل ایشان به شمار می رود، ممکن است انگیزه ی چاندانی برای استفاده ی بهینه از نهاده های خود و عملکرد در سطح حداقل هزینه ها نداشته باشند.^۵ این امر به وجود آورنده ی کاهش کارایی یا به اصطلاح بروز ناکارایی X در سطح بنگاه بررسی شده می شود و بنابراین، زیان رفاهی حاصل از انحصار بسیار بزرگ تر از رویکرد قبل خواهد بود. بنابراین، آثار رفاهی ناشی از عملکرد انحصاری به عوض W_a در نمودار (۱)، برابر با حاصل جمع $W_x + W_{ax}$ خواهد بود. به طور دقیق تر، آن ها نشان دادند W_a زیان رفاهی است که از ناکارایی تخصیصی انحصار به وجود آمده و با مساحت مثلث ABC

1- Cowling & Muller (1978), P 746

2- Leibenstein and Comanor (1969)

۳- مقصود از ناکارایی X شرایطی است که طی آن عوامل تولید تحت تأثیر مولفه های انگیزشی حداکثر ستانده مورد انتظار را به دست ندهند و در نتیجه آن هزینه نهایی تولید بالاتر از سطح بالقوه آن قرار گیرد. در این ارتباط لیبشتاین (۱۹۶۶) دلایلی همچون ۱- نقصان قراردادهای کارگری؛ ۲- یکسان نبودن شرایط عوامل تولید در واحدهای مختلف را برای عملکرد متفاوت عوامل تولید یکسان در واحدهای تولیدی مختلف برشمرده و آن را منشأ ظهور ناکارایی X معرفی می کند. برای کسب اطلاعات بیشتر مراجعه شود به:

Leibenstein, Harvey (1966): "Allocative Efficiency vs. X-Efficiency". American Economic Review. Vol. 56, No. 3. Pp. 392-415

۴- به طور دقیق تر، ایده ی مربوط به اثرات هزینه ای انتقال از وضعیت انحصاری به رقابتی، اولین بار به وسیله ای. تی. هادلی (۱۸۹۷) در مقاله ای عنوان شد و سپس، ویلیامسون (۱۹۵۴) در مقاله ای با عنوان «نظریه ی تصادفی پویا از رفتار مدیریتی» و سیتوفسکی (۱۹۵۵) در مقاله دیگری با عنوان «نظریه ی اقتصادی و سنجش درجه ی تمرکز» به این موضوع پرداختند. سپس، لیبشتاین در مقاله ی سال ۱۹۶۶، به نحو سازمان یافته و در قالب نظریه به این موضوع پرداخته است که مهم ترین کار مطالعاتی وی به شمار می رود. در نهایت، مطالعه ی مشترک لیبشتاین و کومانور (۱۹۶۹) حاوی روش کمی برای سنجش هزینه ی اجتماعی انحصار با لحاظ ناکارایی X بود.

۵- این مسأله درباره ی انحصارات مصنوعی (یا انحصاراتی که با مجوز دولتی به وجود می آید) با احتمال بیشتری مصداق دارد.

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 شده‌ی محصول است و معادل مساحت مستطیل $C_m C_c DB$ می‌باشد. به همین نحو، W_{ax} بیانگر اندازه‌ی کامل ناکارایی تخصیصی ناشی از انحصار بوده که با لحاظ ناکارایی X با مساحت مثلث ADE نشان داده شده است. لذا طبق نمودار:

مقدار a : حاشیه‌ی قیمت - هزینه‌ای است که در وضعیت انحصار وجود دارد؛

مقدار X : اختلاف هزینه‌ی میان انحصار و رقابت؛

q_1 : اختلاف در مقداری است که به دلیل حرکت از انحصار به رقابت فقط به واسطه‌ی اضافه هزینه‌ی تولید انحصاری به وجود آمده است؛

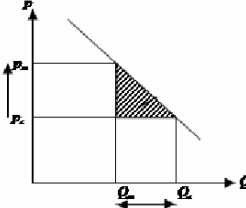
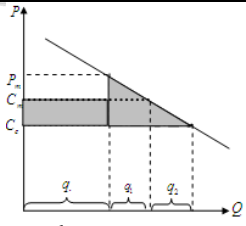
q_2 : اختلاف در مقدار تولیدی است که به طور مستقیم مربوط به سطح بهینه‌ی هزینه‌ی نهایی می‌باشد.

اکنون، فرض کنید X معادل اختلاف هزینه در واحدهای a است، در این صورت خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} W_a &= aq_1 / 2 \\ W_{ax} &= (a + x)(q_1 + q_2) / 2 \end{aligned} \quad (7)$$

بنابراین، اختلاف هزینه‌ی ناشی از انحصار بزرگ‌تر از حاشیه‌ی قیمت - هزینه بوده و به تبع آن، زیان در ناکارایی تخصیصی به مراتب بزرگ‌تر از زیان تخصیصی است که به طور معمول اندازه‌گیری می‌شود.^۱ با توجه به تحلیل بالا، لیبشتاین و کومانور نشان دادند 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 X) وجود داشته باشد. با توجه به توصیفات به عمل آمده از انواع روش‌های محاسبه هزینه‌های رفاهی عملکرد انحصاری، می‌توان بررسی مقایسه‌ای میان این روش‌ها صورت داد. این بررسی در جدول (۱) به انجام رسیده است.

جدول (۱). سطح رفاه از دست رفته بر حسب معیارهای منتخب سنجش هزینه های اجتماعی انحصار

روش محاسباتی و مبنای محاسباتی	سطح رفاه از دست رفته و پیش فرض	توضیحات
هاربرگر (۱۹۵۴): مثلث رفاه در وضعیت کشش تقاضای واحد مقابل هر بنگاه	 پیش فرض: به کارگیری بهینه ی نهاده ها و نبود ناکارایی X	$W = \frac{1}{2} \left(\frac{dp}{p} \right) p_c q_c \eta = W = \frac{1}{2} \left(\frac{dp}{p} \right) p_c q_c \eta$ $\eta = 1 \Rightarrow W = \frac{1}{2} \left(\frac{dp}{p} \right) p_c q_c \eta = \frac{1}{2} \left(\frac{\pi}{q} \right) p_c q_c \eta$
کامرشن (۱۹۶۶): مثلث رفاه در وضعیت محاسبه کشش تقاضای مقابل هر بنگاه		$W = \frac{1}{2} \left(\frac{dp}{p} \right) p_c q_c \eta = W = \frac{1}{2} \left(\frac{dp}{p} \right) p_c q_c \eta$
کالینگ و مولر (۱۹۷۸): مثلث رفاه با لحاظ هزینه ی تبلیغات		$W = \frac{(\pi + A)}{2}$
لینشتاین و کومارون (۱۹۶۹): مثلث رفاه افزون بر آثار رفاهی ناشی از ناکارایی X	 حذف پیش فرض به کارگیری بهینه ی نهاده ها (وجود ناکارایی X)	$W = \frac{1}{2} q_0 \cdot p_m \eta \left(\frac{(p_m - c_m) + X}{p_m} \right)^2 + q_0 \cdot X$

مأخذ: شهیکی تاش (۱۳۸۸) و یافته های پژوهش

براساس جدول چهار مورد از مهم ترین روش های محاسبه آثار رفاهی گفته شده است. هرچند، روش های دیگری همچون روش تولاک^۱ و پوزنر^۲ (۱۹۷۵) وجود دارد که البته، در آنها نیز توجهی به انگیزه های توأم با به کار نگرفتن بهینه ی نهاده ها در واحدهای بررسی شده صورت نگرفته است. باین حال، پس از طرح موضوع ناکارایی X ، از سوی لینشتاین و کومارون به تدریج جهت گیری مطالعات به عمل آمده

1- Tollock (1967).

2 -Posner (1975).

به سمت این موضوع و بیان تحلیل جامع از آثار رفاهی عملکرد انحصاری معطوف شد. بنابراین، در یک دسته‌بندی کلی از انواع اندازه‌گیری آثار رفاهی عملکرد انحصاری، می‌توان این روش‌ها را به دو گروه تقسیم کرد: ۱- تحلیل‌هایی که با فرض به کارگیری بهینه‌ی نهاده‌ها و نبود ناکارایی X صورت گرفته است؛ ۲- تحلیل‌هایی که با لحاظ هزینه‌های ناکارایی X صورت گرفته است. در مطالعه‌ی حاضر، برآوردهای مربوط به سنجش آثار رفاهی با استفاده از هر دو رویکرد صورت خواهد گرفت.

۳- بررسی پیشینه‌ی مطالعات در سنجش هزینه‌های اجتماعی عملکرد انحصاری

در رابطه با سنجش هزینه‌های اجتماعی توأم با عملکرد صنایع در ایران مطالعاتی معدود به انجام رسیده است که جملگی با استناد به رویکرد اول (مثلاً رفاه) می‌باشد. این مطالعات در جدول (۲) آورده شده است.

جدول (۲). مطالعات انجام شده در محاسبه‌ی هزینه‌های اجتماعی انحصار

محقق (سال)	بخش	روش	نمونه
خداداد کاشی (۱۳۷۹)	صنعت	کالینگ مولر - هاربرگر	صنایع به تفکیک کدهای ISIC دورقمی، سه رقمی و چهاررقمی (۷۲-) (۱۳۷۰)
شهیکی تاش و فیوضی اختیاری (۱۳۸۸)	بیمه	کالینگ مولر - هاربرگر - پوزنر	شرکت‌های بیمه (۱۳۸۳)
دودانگه (۱۳۸۸)	سیمان	کالینگ مولر	کارخانجات تولید سیمان
ختابی (۱۳۸۸)	خودرو	کالینگ مولر	بازار خودروهای سواری (۸۶-۱۳۸۱)

به نحو مندرج در جدول، مشخص می‌شود در رابطه با سنجش هزینه‌های رفاهی در صنعت بانکداری ایران مطالعه‌ای صورت نگرفته است. این در حالی است که به سبب اهمیت ویژه‌ی این صنعت در اقتصاد ایران و جایگاه آن به ویژه‌ی پس از ابلاغ سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی، ضرورت انجام پژوهشی در این باره احساس می‌شود؛ بنابراین، مطالعه‌ی حاضر درصدد است تا تحلیل جامعی از آثار رفاهی عملکرد در این صنعت (با لحاظ آثار رفاهی احتمالی ناشی از وجود ناکارایی X) داشته باشد.

۴- صنعت بانکداری ایران؛ بررسی وضعیت مالکیت و شاخص های عملکرد

صنعت بانکداری ایران در سال های اخیر به سرعت در حال تغییر ساختار است. به طور دقیق تر، بین سال های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱، تنها بانک های فعال در صنعت بانکداری ایران بالغ بر ۱۰ بانک دولتی بود. از سال ۱۳۸۱ که اجازه تأسیس بانک های خصوصی در قالب مصوبه ی قانونی صادر شد، تعداد بانک های خصوصی به سرعت افزایش یافت؛ به نحوی که تعداد بانک های فعال در این صنعت با ۳۰ درصد رشد از ۱۷ عدد (۱۱ بانک دولتی و ۶ بانک غیردولتی) در پایان اسفند ۱۳۸۷، به ۲۳ عدد در پایان اسفند ۱۳۸۸ (۱۲ بانک دولتی و ۱۰ بانک غیردولتی) رسید.^۱ به لحاظ شاخص های عملکرد نیز، طبق آخرین آمار منتشر شده تا پایان اسفندماه ۱۳۸۷، وضعیت شاخص های عملکردی بانک ها به صورت جدول (۳) قرار داشته است.

جدول ۳. وضعیت شاخص های عملکردی در صنعت بانکداری به تفکیک بانک های دولتی و خصوصی

سپرده ها		تسهیلات		تعداد شعب		شرح (وضعیت تا پایان اسفند ۱۳۸۷)
سهم در سال ۱۳۸۷	سهم در سال ۱۳۸۶	سهم در سال ۱۳۸۷	سهم در سال ۱۳۸۶	درصد در سال ۱۳۸۷	درصد در سال ۱۳۸۶	
۶۹/۵	۶۷/۳	۶۶/۷	۶۴/۳	۷۸/۷	۷۶/۸	بانک های تجاری دولتی (۷ بانک)
۱۳/۲	۱۲/۶	۱۹/۴	۲۰/۱	۱۷/۴	۱۷/۴	بانک های تخصصی دولتی (۴ بانک)
۸۲/۷	۷۹/۹	۸۶/۱	۸۴/۳	۹۶/۲	۹۴/۲	جمع بانک های دولتی (۱۱ بانک)
۱۷/۳	۲۰/۱	۱۳/۹	۱۵/۷	۳/۸	۵/۸	بانک های خصوصی (۶ بانک)

مأخذ: معاونت امور بانکی، بیمه و شرکت های دولتی

همان گونه که از جدول به دست می آید، با آن که کمابیش یک سوم از بانک های فعال، به صورت غیردولتی اداره می شوند، سهم از بازار سپرده ها و تسهیلات در این بانک ها به ترتیب ۲۰/۱ و ۱۵/۷ درصد است. این آمار مبین وجود نابرابری در توزیع سهم بازار بانکی بین بانک های دولتی و خصوصی و انحراف از وضعیت رقابتی در این صنعت است. این رویه تا پایان اسفندماه ۱۳۸۸ که در آن در حدود نیمی از بانک های فعال (۱۰ بانک از ۲۳ بانک) غیردولتی هستند، نیز تداوم داشته است. در واقع، بانک های دولتی با برخورداری

۱- از این تعداد، نوع فعالیت/مالکیت ۵ بانک به صورت تخصصی دولتی (توسعه صادرات، صنعت و معدن، کشاورزی، مسکن و قرض الحسنه مهر)، ۵ بانک به صورت تجاری دولتی (ملی، ملت، سپه، رفاه و پست بانک)، ۳ بانک مشمول واگذاری سهام به بخش خصوصی (ملت، صادرات، تجارت)، و ۱۰ بانک به صورت تجاری غیردولتی (اقتصاد نوین، پارسیان، سامان، کارآفرین، پاسارگاد، سرمایه، سینا، دی، تات و انصار) است.

از حمایت‌های دولت و بانک مرکزی سهم بالاتری از بازار سپرده و تسهیلات در صنعت بانکداری را به خود اختصاص داده و تاحد زیادی دارای قدرت انحصاری (ناشی از دولتی بودن) هستند.

۵. صنعت بانکداری ایران: تحلیل نظری و تجربی اندازه‌گیری هزینه‌های اجتماعی

۵-۱. تحلیل نظری

به منظور دقیق‌تر بودن تحلیل‌های مرتبط با ساختار صنعت بانکداری ایران و آثار ناشی از آن بر عملکرد این صنعت، لازم است به آثار رفاهی عملکرد در این صنعت نیز پرداخته شود. به عبارتی، لازم است بررسی شود که عملکرد صنعت مورد بحث تاچه حد به نسبت وضعیت رقابتی انحراف دارد و در نتیجه‌ی این انحراف تا چه حد مازاد رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد. در بررسی آثار رفاهی عملکرد در یک صنعت به‌نحو مندرج در قسمت ۲، دو رویکرد مهم وجود دارد. رویکرد اول با فرض تخصیص کارآمد نهاده‌ها در واحدهای تولیدی (برقراری کارایی X) به محاسبه‌ی اختلاف میان تولید غیررقابتی با وضعیت رقابتی و فشارهای قیمتی ناشی از این اختلاف (ناکارایی تخصیصی) می‌پردازد. طبق این رویکرد، زیان رفاهی ناشی از عملکرد غیررقابتی (انحصاری) برابر با مثلث رفاه است. در رویکرد دوم، که نخستین بار از سوی لیبشتاین (۱۹۶۶) مطرح شد، با پرداختن به مفهوم ناکارآمدی X ، شدت هزینه‌های عملکرد غیررقابتی فراتر از حد مثلث رفاه دانسته می‌شود.^۱ طبق این رویکرد، در محاسبه هزینه‌های رفاهی ناشی از عملکرد یک صنعت، لازم است هزینه‌های اجتماعی ناکارایی و تخصیصی ناکارآمدی X به‌نحو توأمان محاسبه شود. از آن‌جا که به‌منظور محاسبه‌ی هزینه‌های رفاهی عملکرد در یک صنعت، توجه به تفاوت‌های دو رویکرد فوق اهمیت دارد، محاسبات به هر دو طریقی انجام و نتایج با یکدیگر مقایسه خواهد شد.

۵-۱-۱. هزینه‌های اجتماعی در وضعیت ناکارایی تخصیصی (به کارگیری بهینه‌ی نهاده‌ها)

در وضعیتی که فرض انطباق هزینه‌های واقعی با تصمیمات مبتنی بر حداقل‌سازی هزینه‌ها در واحدهای تولیدی برقرار باشد (برقراری کارایی X)، تنها ناکارایی تخصیصی سنجش خواهد شد ($W_{ax} = W_a, W_x = 0$). در این هنگام، هزینه‌های رفاهی ناشی از عملکرد انحصاری به‌صورت (۸) محاسبه می‌شود:

$$W_a = S_j(ABC) = \frac{1}{2}(dp_j)(dq_j) = \frac{1}{2}(p_j q_j \eta_j) \left(\frac{dp_j}{p_j} \right) \quad (8)$$

۱- در توضیح بیشتر این مسأله لیبشتاین توضیح می‌دهد که مقصود از انحصار در این قسمت، انحصار مبتنی بر تحقیق و توسعه (که دائماً با بهبود فرایند عملکرد و بهره‌گیری از مزیت‌های هزینه‌ای قدرت بازاری خود را حفظ می‌کند) نیست. بلکه، به‌طور عمده آن دسته از انحصاراتی مورد نظر است که بدون برخورداری از مزیت‌های هزینه‌ای و تنها با برخورداری از حمایت‌های دولتی (به‌صورت مصنوعی) شکل گرفته‌اند.

همچنین، از آنجا که در وضعیت رقابتی $P = MC = C_m$ است، پس رابطه ی (۸) به صورت (۹) قابل بازنویسی است:

$$W_a = \frac{1}{2} q_j p_j \eta_j \left(\frac{p_j - mc}{p_j} \right)^2 \quad (9)$$

بدین ترتیب، در وضعیت حاکمیت کارایی X ، زیان رفاهی ناشی از ناکارآمدی تخصیصی (W_a) از محاسبه ی سطح مثلث رفاه به صورت (۹) قابل دستیابی است.

۵-۱-۲. هزینه های اجتماعی در وضعیت ناکارایی تخصیصی و ناکارایی X

اگر فرض یکسان بودن کارایی نهاده ها کنار گذارده شود، آن گاه زیان رفاهی ناشی از عملکرد انحصاری که می تواند به صورت مصنوعی (و در نتیجه ی مجوزهای دولتی) به وجود آمده باشد، مشتمل بر «ناکارایی X » و همچنین، گسترش «ناکارایی تخصیصی» خواهد بود. به لحاظ کمی، می توان مقدار زیان های رفاهی ناشی از ناکارآمدی تخصیصی و ناکارآمدی X را به صورت (۱۰) محاسبه کرد:

$$S_j(ADE) + S_j(C_m C_c BD) = W_{ax} + W_x \\ = \frac{1}{2} (a + x)(q_1 + q_2) + xq_0 \quad (10)$$

در رابطه ی فوق، W_{ax} معیار جامع ناکارایی تخصیصی است که لیشتاین (۱۹۶۹) آن را برابر با مساحت مثلث (ADE) در نمودار (۱) معرفی کرد. همچنین، مقصود از W_x ، هزینه های رفاهی ناشی از ناکارآمدی X بدون وجود هیچ گونه ناکارآمدی تخصیصی است. به منظور محاسبه ی W_{ax} از رابطه ی (۱۱) استفاده می شود:

$$W_{ax} = \frac{1}{2} p_j q_j \eta_j t_j^2 \\ = S_j(ADE) = \frac{1}{2} q_0 p \eta \left(\frac{a + x}{p} \right)^2 \quad (11)$$

به منظور محاسبه ی W_x نیز از رابطه ی (۱۲) استفاده می شود:

$$W_x = q_0 \cdot x \quad (12)$$

در رابطه با سنجش مقدار X به لحاظ کمی، طبق آنچه برگرو و جی. مستر^۱ (۱۹۹۷)، مولینیوکس و لئو (۲۰۰۰)^۲ و سائی (۲۰۰۱)^۳ نشان داده‌اند، از یک تابع هزینه با جمله خطای ترکیبی به صورت رابطه‌ی (۱۳) استفاده می‌شود:

$$\ln C = f(p, q, z) + \ln u + \ln v \quad (۱۳)$$

سپس، با محاسبه‌ی $(\ln \hat{u})$ به عنوان جمله‌ی ناکارایی فنی در رابطه‌ی فوق، میزان ناکارایی X را به صورت (۱۴) به دست می‌آید:

$$x = 1 - \frac{C^{\min}}{C^b} = 1 - \left[\frac{\exp(f(p^b, q^b, z^b)) \times \exp[\ln \hat{u}_c^{\min}]}{\exp(f(p^b, q^b, z^b)) \times \exp[\ln \hat{u}_c^b]} \right] = \left[1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b} \right] \quad (۱۴)$$

در رابطه‌ی فوق، اندیس $\min$ مین بانک حداقل کننده هزینه و برخوردار از پایین ترین ناکارایی فنی $(\hat{u}_c)$ است که به عنوان مبنای مقایسه در نظر گرفته می‌شود و سپس، اختلاف ناکارایی دیگر بانک‌ها $(\hat{u}_c^b)$ در مقایسه با بانک مینا $(\hat{u}_c^{\min})$ سنجیده خواهد شد.

در مجموع، هزینه‌های کل رفاهی ناشی از عملکرد غیر رقابتی (مجموع ناکارایی تخصیصی و ناکارایی X) برابر خواهد بود با (۱۵):

$$W_{total} = W_{ax} + W_x$$

$$= \frac{1}{2} q_0 p_m \eta \cdot \left(\frac{(p_m - c_m) + \left(1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b} \right)}{p_m} \right)^2 + \left(q_0 \cdot \left(1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b} \right) \right) \quad (۱۵)$$

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

۵-۲. برآورد متغیرهای مورد نیاز برای سنجش هزینه‌های اجتماعی انحصار

به منظور انجام محاسبات و با توجه به آن که هدف مطالعه‌ی حاضر محاسبه کمی دو رابطه‌ی (۹) و (۱۵) و مقایسه آن‌ها است، لازم است پیش از انجام محاسبات متغیرهای زیر محاسبه شود:

1- Berger and Mester (1997), P 897

2- Molyneux and Liu (2000), P 305

3- Sathye (2001), P.111

- ۱- قیمت تسهیلات (P_m) که از میانگین وزنی نرخ سود عقود مشارکتی، مبادله ای و قرض الحسنه به دست می آید.
- ۲- هزینه نهایی (C_m) که از برآوردهای مربوط به تابع هزینه ی کل قابل استخراج است.
- ۳- شاخص ناکارایی x که در آن لازم است جزء ناکارایی فنی در بانک B ($\hat{u}_c^b$) و جزء ناکارایی فنی در کارترین بانک ($\hat{u}_c^{\min}$) محاسبه شود.
- ۴- کشش قیمتی تقاضا برای تسهیلات (η) که از برآوردهای تابع تقاضای تسهیلات قابل استخراج است. بدین ترتیب، به منظور محاسبه ی هزینه ی نهایی، شاخص ناکارایی x به برآورد تابع هزینه ی کل بانک های فعال در صنعت بانکداری و برای محاسبه ی کشش قیمتی تقاضا به برآورد تابع تقاضای تسهیلات مقابل هر بانک نیاز است که در قسمت ۱-۲-۴ و ۲-۲-۴ انجام می شود.

۵-۱-۲. نتایج برآورد تابع هزینه ی کل و کارایی فنی به تفکیک هر بانک

برای برآورد کارایی، لازم است ابتدا تابع هزینه ی کل به صورت تابع مرزی تصادفی^۱ برآورد شود. بنابراین، از تابع هزینه ی ترانسلوگ به روش مرزی تصادفی و با لحاظ قیود همگنی و تقارن استفاده می شود. رابطه ی (۱۶):

$$\begin{aligned} \ln(TC_{it}) = & \sum \gamma_i d_i + \gamma_{q1} \ln Q_{it} + \gamma_{qv} \ln Q_{vit} b_K + \ln(P_{kit}) + b_L \ln(P_{Lit}) + b_D \ln(P_{dit}) + \\ & \alpha_T T_i + \frac{1}{\gamma} \alpha_{Q1} (\ln Q_{it})^\gamma + \frac{1}{\gamma} \alpha_{Qv} (\ln Q_{vit})^\gamma + \frac{1}{\gamma} \alpha_{KK} (\ln P_{kit})^\gamma + \frac{1}{\gamma} \alpha_{LL} (\ln P_{Lit})^\gamma + \frac{1}{\gamma} \alpha_{DD} (\ln P_{dit})^\gamma + \\ & \frac{1}{\gamma} \alpha_{TT} T_i^\gamma + \frac{1}{\gamma} \alpha_{KL} \ln(P_{kit}) \ln(P_{Lit}) + \frac{1}{\gamma} \alpha_{KD} \ln(P_{kit}) \ln(P_{dit}) + \frac{1}{\gamma} \alpha_{LD} \ln(P_{Lit}) \ln(P_{dit}) + \\ & \alpha_{QK} \ln Q_{vit} \ln(P_{kit}) + \alpha_{QL} \ln Q_{vit} \ln(P_{Lit}) + \alpha_{QD} \ln Q_{vit} \ln(P_{dit}) + \alpha_{QT} \ln(Q_{it}) T_{it} + \\ & \alpha_{QvK} \ln Q_{it} \ln(P_{kit}) + \alpha_{QvL} \ln Q_{it} \ln(P_{Lit}) + \alpha_{QvD} \ln Q_{it} \ln(P_{dit}) + \alpha_{QvT} \ln(Q_{vit}) T_{it} + \\ & \alpha_{Kd} \ln(P_{kit}) T_i + \alpha_{Ld} \ln(P_{Lit}) T_i + \alpha_{Dd} \ln(P_{dit}) T_i + V_{it} + e^{(-\eta(t-T)U_i)} \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} (1): \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_k} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_d} &= 1, & (2): \frac{\partial^2 \ln C}{(\partial \ln P_i)^2} + \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln P_i \partial \ln P_k} + \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln P_i \partial \ln P_d} &= 0 \\ (3): \frac{\partial^2 \ln C}{(\partial \ln P_k)^2} + \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln P_k \partial \ln P_i} + \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln P_k \partial \ln P_d} &= 0, & (4): \frac{\partial^2 \ln C}{(\partial \ln P_d)^2} + \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln P_d \partial \ln P_i} + \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln P_d \partial \ln P_k} &= 0 \\ (5): \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln P_i \partial \ln P_k} + \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln P_k \partial \ln P_d} + \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln P_i \partial \ln P_d} &= 0, & (6): \frac{\partial^2 \ln C}{(\partial \ln Q_i)(\partial \ln P_i)} + \frac{\partial^2 \ln C}{(\partial \ln Q_i)(\partial \ln P_k)} + \frac{\partial^2 \ln C}{(\partial \ln Q_i)(\partial \ln P_d)} &= 0 \\ (7): \frac{\partial^2 \ln C}{(\partial \ln Q_k)(\partial \ln P_i)} + \frac{\partial^2 \ln C}{(\partial \ln Q_k)(\partial \ln P_k)} + \frac{\partial^2 \ln C}{(\partial \ln Q_k)(\partial \ln P_d)} &= 0 \end{aligned}$$

که در آن متغیر وابسته‌ی هزینه‌ی کل (TC) می‌باشد و متغیرهای توضیحی عبارت از میزان ستاده‌ی بانک (Q_1 : حجم تسهیلات اعطایی و Q_2 : حجم سرمایه‌گذاری‌های بانک)؛ قیمت سپرده‌های بانکی (P_d) که از حاصل تقسیم «سهم سود سپرده‌گذاران از درآمدهای مشاع» بر «حجم کل سپرده‌ها» به‌دست می‌آید؛ قیمت نیروی کار (P_l) که حاصل تقسیم «هزینه‌های پرسنلی» بر «تعداد پرسنل» است؛ قیمت سرمایه (P_K) که حاصل تقسیم «هزینه‌های اداری و عمومی + هزینه‌های استهلاک» بر «ارزش دارایی‌های ثابت» می‌باشد و متغیر روند (t) که به‌عنوان متغیر تبیین‌کننده اثر پیشرفت فنی خواهد بود. همچنین، U جزء ناکارایی فنی است و η پارامتر مبین درصد حرکت کارایی در طول زمان است.

داده‌های مورد استفاده در الگوی فوق که به‌صورت پنل نامتوازن قرار دارد، مربوط به ۱۱ بانک تجاری و تخصصی (دوره‌ی ۸۷-۱۳۷۵) و ۶ بانک خصوصی (۸۷-۱۳۸۰) است و از گزارش عملکرد سالانه بانک‌ها (صورت حساب مالی و ترازنامه‌ی تلفیقی) استخراج شده است.^۱ در نهایت، به‌منظور حذف اثر تورم بر الگو، لازم است متغیرهای الگو نسبت به تغییرات شاخص ضمنی قیمت‌ها تعدیل شده و از داده‌های حقیقی برای برآورد استفاده شود. برآوردهای مربوط به این روش با استفاده از برآوردگر حداکثر درست‌نمایی (MLE) قابل استخراج است.^۲ پیش از انجام برآوردها، درجه‌ی پایایی داده‌ها آزمون شد که نتایج حاکی از پایایی متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد است. همچنین، لازم بود توانایی تجمع داده‌ها در قالب الگوی داده‌های پنل در برابر داده‌های ادغامی (آزمون F لیمر)^۳ نیز آزمون شود که نتایج این آزمون نیز حاکی از توانایی ترکیب داده‌ها در قالب الگوی داده‌های پنل بود (به‌دلیل تعدد مراحل انجام محاسبات در مطالعه حاضر و محدودیت‌های توأم با تعداد صفحات، خروجی‌های مربوط به آزمون‌های پایایی و آزمون لیمر داده نشده و تنها به ذکر نتایج این آزمون‌ها بسنده می‌شود). بنابراین، با اطمینان از قابلیت ترکیب داده‌ها در قالب الگوی داده‌های پنل، تابع هزینه با استفاده از نرم‌افزار $STATA10$ برآورد شد و نتایج برآورد به‌صورت جدول (۲) به‌دست آمد.

۱- اطلاعات مربوط به سال ۱۳۸۷ برخی از بانک‌ها به‌دلیل عدم دسترسی به صورت‌حساب‌های مالی، از مؤسسه‌ی عالی بانکداری دریافت شده است. مؤسسه به‌صورت سالانه اطلاعات ترازنامه‌ای تمامی بانک‌های فعال در سیستم بانکی را به‌صورت مکاتبه دریافت می‌کند.

۲- با انجام محاسبات از طریق برآوردگر حداکثر درست‌نمایی، برآوردهای سازگاری از واریانس $U_{it} + V_{it}$ به دست خواهد آمد.

جدول (۲). نتایج برآورد تابع هزینه کل در صنعت بانکداری

متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال
عرض از مبدأ	۰/۰۰۱۴	۰/۹۰۲	$(Lnq_i)(LnP_l)$	-۰/۱۸	۰/۰۴۹
حجم تسهیلات (Lnq_i)	۰/۴۷	۰/۰۵۳	$(Lnq_i)(LnP_k)$	۰/۲۰	۰/۰۰۴
حجم سرمایه گذاری (Lnq_p)	۰/۳۲	۰/۰۰۱	$(Lnq_i)(LnP_d)$	۰/۱۸	۰/۰۴۰
سرانه‌ی هزینه‌ی پرسنلی $(Lnpl)$	۰/۱۲	۰/۷۴۲	$(Lnq_i)(t)$	-۰/۰۹	۰/۳۷۰
سرانه‌ی هزینه‌های اداری $(LnPk)$	۰/۲۰۵	۰/۵۴۲	$(LnP_l)(LnP_k)$	-۰/۰۲	۰/۷۱۵
سرانه‌ی هزینه‌ی سپرده‌ها $(LnPd)$	۰/۶۷	۰/۰۰۴	$(LnP_l)(LnP_d)$	۰/۰۷	۰/۲۴۰
متغیر روند (t)	-۰/۹۹	۰/۰۱۳	$(LnP_l)(t)$	-۰/۰۲	۰/۸۲۰
Lnq_i^2	۰/۱۳	۰/۰۶۴	$(LnP_k)(LnP_d)$	-۰/۱۰	۰/۰۷۴
$Lnpl^2$	۰/۳۲	۰/۰۲۶	$(LnP_k)(t)$	-۰/۰۲	۰/۰۱۸
$LnPk^2$	۰/۰۷۷	۰/۰۲۶	$(LnP_d)(t)$	۰/۰۲	۰/۰۱۸
$LnPd^2$	-۰/۳۸	۰/۵۱۳	$(Lnq_i)(LnP_l)$	۰/۰۸	۰/۲۵۴
Lnq_p^2	۰/۲۱	۰/۰۰۰	$(Lnq_i)(LnP_k)$	۰/۱۰	۰/۰۰۰
t^2	-۰/۰۰۱	۰/۸۳۳	$(Lnq_i)(LnP_d)$	۰/۰۶	۰/۰۰۲
$(Lnq_p)(Lnq_i)$	-۰/۱۳	۰/۰۰	$(Lnq_p)(t)$	۰/۰۳۳	۰/۴۲۹
γ (پارامتری معنی داری الگوی مرزی)	۰/۹۵	۰/۰۰	η (درصد حرکت کارایی در طول زمان)	۰/۰۵	۰/۰۰
σ_u^2	۰/۳۲		σ_v^2	۰/۰۱۵	

مأخذ: محاسبات پژوهش

پس از برآورد تابع هزینه کل، محاسبات مربوط به هزینه نهایی به صورت رابطه‌ی (۱۷) انجام شد:

$$MC = \frac{TC}{Q} \times \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln Q} \quad (17)$$

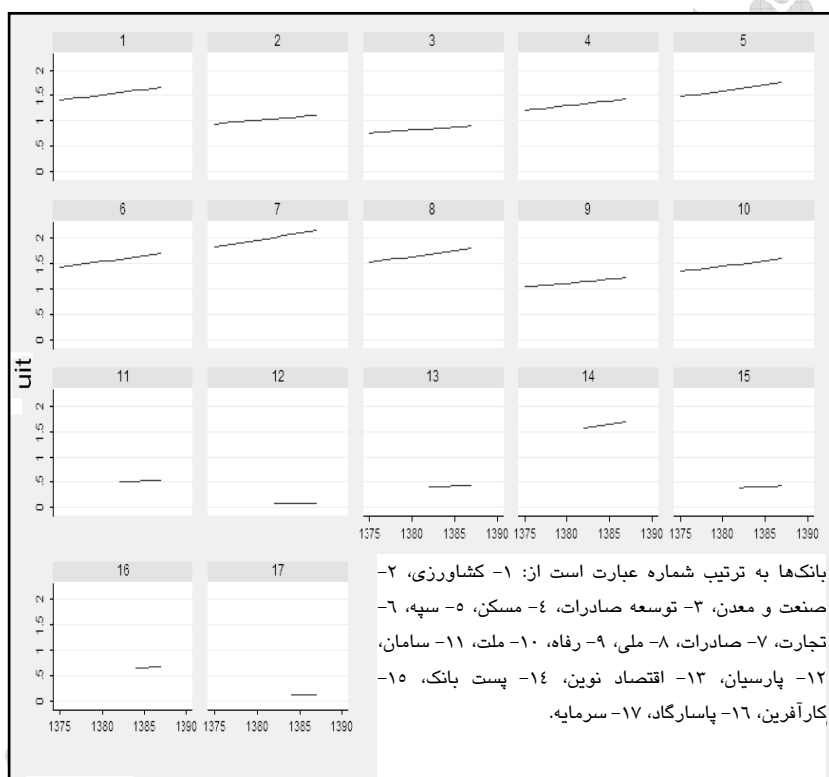
$$= \frac{TC}{Q} (0.47 + 2 \times 0.13 \ln Q - 0.13 \ln Q - 0.18 \ln P_l + 0.2 \ln P_k + 0.18 \ln P_d - 0.009 t)$$

همچنین، با توجه به آن که در روش مرزی تصادفی، جزء اخلاص از دو قسمت به صورت: ۱- جزء تصادفی

 (V_{it}) دارای توزیع نرمال (μ, σ^2) و ۲- جزء ناکارایی فنی (U_{it}) با توزیع نیمه نرمال

($U_{it} \approx |\mu, \sigma^2|$) تشکیل شده است، پس، می‌توان مقادیر ناکارایی فنی را طبق تعریف بتیس و کولی (۱۹۹۲)^۱ به صورت ($U_{it} = U_i e^{-\eta(t-T)}$) در طول زمان (t) محاسبه کرد. مقدار جزء ناکارایی به تفکیک هر بانک و در طول دوره‌ی بررسی شده استخراج و نتایج آن در نمودار (۲) نمایش داده شد.

نمودار (۲). تابع اثرات ناکارایی فنی (u) در طول ۸۷-۱۳۷۵ به تفکیک بانک‌های فعال در صنعت بانکداری ایران



مأخذ: برآوردهای به دست آمده از جزء U_{it} در تابع هزینه

طبق نمودار جزء ناکارایی فنی در بانک‌های دولتی نه تنها در سطح بالاتری به نسبت بانک‌های خصوصی قرار دارد بلکه در طول زمان با شیب تندتری به نسبت بانک‌های خصوصی حرکت کرده است. این امر می‌تواند نشانگر افزایش درصد ناکارایی X به‌ویژه در بانک‌های دولتی در دوره بررسی شده باشد. با

این حال، اظهار نظر قطعی هنگامی میسر است که شاخص ناکارایی X محاسبه‌ی شود. در جدول (۳) نتایج محاسبه این شاخص طبق رابطه‌ی (۱۴) آمده است.

جدول (۳). نتایج محاسبه‌ی شاخص ناکارایی X به تفکیک بانک‌های فعال در صنعت بانکداری ایران (۸۷-۱۳۵۷)

۱۳۸۷	۱۳۸۶	۱۳۸۵	۱۳۸۴	۱۳۸۳	۱۳۸۲	۱۳۸۱	۱۳۸۰	۱۳۷۹	۱۳۷۸	۱۳۷۷	۱۳۷۶	۱۳۷۵	
۰/۴۰۶	۰/۴۱۰	۰/۴۱۰	۰/۴۲۳	۰/۴۰۳	۰/۴۰۲	۰/۴۰۸	۰/۳۸۲	۰/۲۱۳	۰/۲۴۹	۰/۲۷۴	۰/۲۷۱	۰/۲۸۵	کشاورزی
۰/۳۷۸	۰/۳۵۵	۰/۳۴۷	۰/۳۴۵	۰/۳۴۳	۰/۳۸۷	۰/۴۴۴	۰/۲۵۸	۰/۰۴۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	صنعت و معدن
۰/۳۰۹	۰/۳۲۲	۰/۳۲۲	۰/۳۰۶	۰/۳۰۲	۰/۲۹۸	۰/۲۸۰	۰/۲۰۶	۰/۰۱۵	۰/۰۸۹	۰/۲۰۱	۰/۲۱۳	۰/۲۳۰	توسعه صادرات
۰/۳۹۳	۰/۴۱۲	۰/۴۰۵	۰/۴۰۵	۰/۳۹۷	۰/۳۹۹	۰/۳۸۸	۰/۳۹۳	۰/۱۹۹	۰/۲۶۳	۰/۲۹۷	۰/۳۲۸	۰/۲۴۵	مسکن
۰/۴۶۰	۰/۴۴۶	۰/۴۳۵	۰/۴۱۹	۰/۴۲۶	۰/۴۳۹	۰/۳۶۱	۰/۳۲۴	۰/۱۲۲	۰/۱۶۱	۰/۱۸۳	۰/۱۶۶	۰/۱۸۴	سپه
۰/۴۲۰	۰/۴۴۱	۰/۴۲۱	۰/۴۲۳	۰/۳۸۹	۰/۳۹۰	۰/۳۵۳	۰/۳۰۳	۰/۱۲۱	۰/۱۳۴	۰/۱۷۰	۰/۱۴۱	۰/۲۹۱	تجارت
۰/۵۳۳	۰/۵۳۵	۰/۵۳۷	۰/۵۲۵	۰/۵۱۲	۰/۵۰۲	۰/۴۶۶	۰/۴۳۴	۰/۲۹۴	۰/۳۱۵	۰/۳۵۷	۰/۲۲۹	۰/۲۴۷	صادرات
۰/۴۰۸	۰/۳۹۶	۰/۴۱۴	۰/۴۰۲	۰/۴۱۷	۰/۳۹۶	۰/۳۶۲	۰/۳۰۱	۰/۱۰۴	۰/۱۲۱	۰/۱۴۶	۰/۰۹۲	۰/۱۰۳	ملی
۰/۳۲۶	۰/۳۵۹	۰/۳۳۹	۰/۳۲۳	۰/۳۲۲	۰/۳۳۱	۰/۲۷۶	۰/۲۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۷۸	۰/۱۲۶	۰/۰۸۳	۰/۱۲۳	رفاه
۰/۳۹۰	۰/۴۰۶	۰/۳۹۲	۰/۳۸۳	۰/۳۱۷	۰/۳۷۱	۰/۳۲۳	۰/۲۵۹	۰/۰۵۵	۰/۰۹۰	۰/۱۲۰	۰/۰۹۱	۰/۱۱۵	ملت
۰/۰۲۵	۰/۰۴۵	۰/۰۴۰	۰/۰۳۵	۰/۰۴۷	۰/۰۹۸	۰/۰۹۸	۰/۰۳۸	-	-	-	-	-	سامان
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-	-	-	-	-	پارسیان
۰/۰۰۹	۰/۰۳۶	۰/۰۴۰	۰/۰۳۰	۰/۰۲۹	۰/۰۷۰	۰/۰۷۲	۰/۰۶۵	-	-	-	-	-	اقتصاد نوین
۰/۵۵۹	۰/۵۶۴	۰/۵۷۸	۰/۵۶۱	۰/۶۰۹	۰/۵۲۲	-	-	-	-	-	-	-	پست بانک
۰/۰۴۱	۰/۰۵۹	۰/۰۸۵	۰/۱۱۶	۰/۱۴۱	۰/۱۸۴	-	-	-	-	-	-	-	کار آفرین
۰/۰۲۸	۰/۰۸۹	۰/۱۴۳	۰/۱۵۴	-	-	-	-	-	-	-	-	-	پاسارگاد
۰/۰۰۵	۰/۰۴۱	۰/۰۶۴	۰/۰۸۶	-	-	-	-	-	-	-	-	-	سرمایه

مأخذ: محاسبات پژوهش

طبق نتایج جدول، در سال‌های ۷۸-۱۳۷۵، پایین‌ترین $\hat{u}_{it}$ مربوط به بانک صنعت و معدن بوده است. بنابراین، برای بانک صنعت و معدن (به عنوان بانک کارآتر در سال‌های ۷۸-۱۳۷۵) نسبت ناکارایی X معادل صفر و در رابطه با دیگر بانک‌ها به عنوان درصدی از $\hat{u}$ این بانک به دست آمد. به طور مثال، در سال ۱۳۷۸، نسبت $\hat{u}$ بانک تجارت به $\hat{u}$ بانک صنعت و معدن (به عنوان کارآترین بانک در این سال) برابر با ۰/۱۳۴ به دست آمد؛ بدین معنا که ناکارایی X در بانک تجارت به نسبت کارآترین بانک برابر با ۰/۱۳۴ یا به عبارتی ۱۳/۴ درصد بوده است. از سال ۱۳۸۰ با ورود بانک‌های غیردولتی به صنعت بانکداری، دیگر بانک صنعت و معدن کارآترین بانک نبود. در این وضعیت، کارآترین بانک، پارسیان بود که به عنوان مبدا در نظر گرفته شد (ناکارایی X در این

بانک برابر با صفر). بنابراین، ناکارایی X در دیگر بانک‌ها به‌عنوان درصدی از $\hat{u}$ در این بانک به‌دست آمد. به این ترتیب، امکان محاسبه‌ی شاخص ناکارایی X برای همه‌ی بانک‌ها در دوره‌ی بررسی شده به‌دست آمد.^۱

۵-۲-۲. نتایج برآورد کسش‌های قیمتی تقاضا

به‌نحو مندرج در قسمت ۲-۴ به منظور محاسبه‌ی کسش‌های قیمتی تقاضا، لازم است ابتدا تابع تقاضای تسهیلات برآورد شود. این تابع به‌صورت (۱۸) است:

$$L_{it} = A e^{\Delta G_{it} + B' \Pi_t + \Gamma' R_{jt}} \quad (18)$$

که در آن L حجم تسهیلات دریافتی؛ G شاخص فعالیت‌های اقتصادی؛ Π شاخص کاهش ارزش وام دریافتی در زمان (تورم)؛ و R قیمت وام است. الگوی مربوطه در پنج بخش متناسب با تقسیم‌بندی‌های بانک مرکزی درباره‌ی سهم تسهیلات بخشی و نرخ‌های سود تسهیلات بخشی به‌صورت ۱- تقاضای تسهیلات در بخش کشاورزی (agr)؛ ۲- تقاضای تسهیلات در بخش صنعت و معدن (ind)؛ ۳- تقاضای تسهیلات در بخش ساختمان و مسکن (hos)؛ ۴- تقاضای تسهیلات در بخش خدمات و بازرگانی (com)؛ ۵- تقاضای تسهیلات در بخش صادراتی (xpt) در نظر قرار گرفته است. بنابراین، تابع تقاضا در قالب سیستم معادلات به‌صورت تابع (۱۹) برآورد می‌شود:

$$\begin{aligned} \log L_{it}^{ind} &= a_{ind} + \delta_{ind} g_t^{ind} + \beta_{ind} \pi_t + \gamma_{ind} r_t^{ind} \\ \log L_{it}^{agr} &= a_{agr} + \delta_{agr} g_t^{agr} + \beta_{agr} \pi_t + \gamma_{agr} r_t^{agr} \\ \log L_{it}^{hos} &= a_{hos} + \delta_{hos} g_t^{hos} + \beta_{hos} \pi_t + \gamma_{hos} r_t^{hos} \\ \log L_{it}^{com} &= a_{com} + \delta_{com} g_t^{com} + \beta_{com} \pi_t + \gamma_{com} r_t^{com} \\ \log L_{it}^{xpt} &= a_{xpt} + \delta_{xpt} g_t + \beta_{xpt} \pi_t + \gamma_{xpt} r_t^{xpt} \end{aligned} \quad (19)$$

برآوردهای مربوط به این الگو با اطمینان از توانایی ترکیب داده‌ها در قالب الگوی داده‌های ترکیبی و با استفاده از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب (SUR)^۲ انجام شد تا آثار سرریز تقاضای تسهیلات بین بخش‌ها نیز در برآوردها لحاظ شود. در جدول (۴) نتایج برآورد به‌عمل آمده است.

۱- در توضیح دلیل پایین‌تر بودن کارایی بانک‌های دولتی به‌نسبت بانک‌های غیر دولتی باید توجه داشت که بانک‌های دولتی در تصمیمات بهینه‌سازی خود با قید تکالیف دولتی به‌ویژه تسهیلات تکلیفی روبرو هستند که این خود بر کارایی عملکرد آن‌ها و تصمیمات بهینه‌سازی ایشان تأثیر منفی می‌گذارد. در مقابل، باید توجه داشت این دسته از بانک‌ها از حمایت‌های ترجیحی بانک مرکزی و منابع ارزان قیمت دولتی نیز برخوردارند که تاحدی نگرانی ناشی از ورشکستگی در این بانک‌ها را کاهش می‌دهد و از این طریق باز هم انگیزه‌ی بهینه‌سازی در این بانک‌ها کاسته می‌شود.

2- Seemingly Unrelated Regressions

جدول (۴). نتایج برآورد الگوی تقاضای تسهیلات به تفکیک بخش ها

معادله تقاضای تسهیلات	ضریب	انحراف معیار	$P > t $	فاصله اطمینان ۹۵ درصدی
صنعت و معدن				
ارزش افزوده ی بخش صنعت و معدن	۱/۱۳	۰/۲۰۴	۰/۰۰	(۰/۷۳-۱/۵۳)
نرخ سود تسهیلات بخش صنعت و معدن	-۰/۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰	(-۰/۰۷۹-۰/۰۶۱)
نرخ رشد شاخص قیمت بخش صنعت و معدن	۰/۱۱	۰/۰۵۲	۰/۰۲	(۰/۰۱۳-۰/۲۱)
کشاورزی				
ارزش افزوده ی بخش کشاورزی	۱/۷۵	۰/۰۶۱	۰/۰۹۵	(۱/۰۲-۲/۴۸۷)
نرخ سود تسهیلات بخش کشاورزی	-۰/۰۲۶	۰/۰۹۱	۰/۰۰۴	(-۰/۴۴-۰/۰۸۸)
نرخ رشد شاخص قیمت بخش کشاورزی	۰/۰۴۴	۰/۰۹۲	۰/۶۳۱	(-۰/۰۱۳، ۰/۲۲۶)
ساختمان و مسکن				
ارزش افزوده ی بخش ساختمان و مسکن	۰/۱۲	۰/۱۷	۰/۰۰	(۰/۷۷-۱/۴۷)
نرخ سود تسهیلات بخش ساختمان و مسکن	-۰/۰۲۷	۰/۰۱۴	۰/۰۵۵	(-۰/۰۵۷-۰/۰۰۱)
نرخ رشد شاخص قیمت مسکن	۰/۱۱۵	۰/۰۴	۰/۰۱۳	(۰/۰۲۵-۰/۲۱۳)
بازرگانی و خدمات				
ارزش افزوده ی بخش بازرگانی و خدمات	۰/۲۸	۰/۱۷	۰/۰۰	(۰/۹۳-۱/۶۲)
نرخ سود تسهیلات بخش بازرگانی و خدمات	-۰/۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰	(۰/۰۲۶-۰/۰۱۴)
نرخ رشد شاخص قیمت بخش خدمات	۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۰۰۶	(۰/۰۴۱-۰/۲۴۱)
صادرات				
تولید ناخالص ملی	۱/۴۹	۰/۳۸	۰/۰۰	(۰/۷۲-۲/۲۶)
نرخ سود تسهیلات بخش صادرات	-۰/۲۰۹	۰/۱۱۱	۰/۰۶۲	(۰/۴۲-۰/۰۱)
نرخ رشد شاخص قیمت کالاهای صادراتی	۰/۰۰۹	۰/۰۹۱	۰/۹۱۶	(-۰/۱۷، ۰/۱۹)

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج برآوردها ارقام کشش های قیمتی تقاضای تسهیلات از طریق رابطه ی (۱۹) قابل محاسبه است:

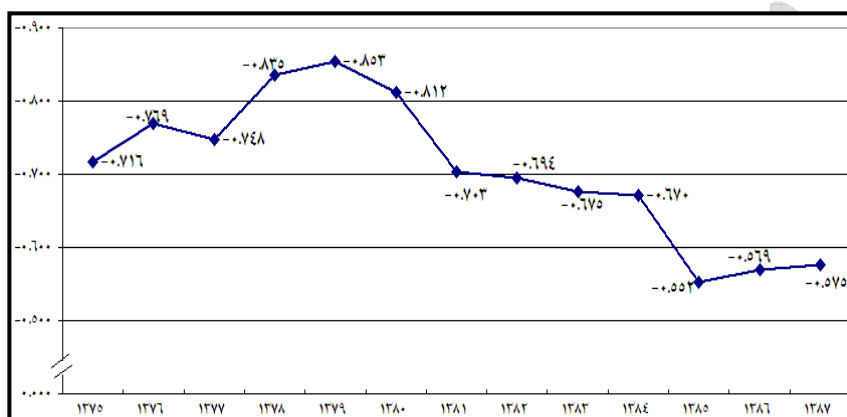
$$\begin{aligned}
 \eta_t^{ind} &= \frac{\partial \log L_{it}^{ind}}{\partial r_t^{ind}} \times r_t^{ind} = -0.07 \times r_t^{ind}, & \eta_t^{agr} &= \frac{\partial \log L_{it}^{agr}}{\partial r_t^{agr}} \times r_t^{agr} = -0.026 \times r_t^{agr} \\
 \eta_t^{hos} &= \frac{\partial \log L_{it}^{hos}}{\partial r_t^{hos}} \times r_t^{hos} = -0.027 \times r_t^{hos}, & \eta_t^{com} &= \frac{\partial \log L_{it}^{com}}{\partial r_t^{com}} \times r_t^{com} = -0.02 \times r_t^{com} \\
 \eta_t^{xpt} &= \frac{\partial \log L_{it}^{xpt}}{\partial r_t^{xpt}} \times r_t^{xpt} = -0.209 \times r_t^{xpt}
 \end{aligned} \quad (19)$$

سپس، با برخورداری از ارقام کشش قیمتی تقاضا در هر بخش و استفاده از رابطه ی (۲۰):

$$\eta_t^{total} = \left(\frac{I_t^{ind}}{I_t^{total}} \times \eta_t^{ind}\right) + \left(\frac{I_t^{agr}}{I_t^{total}} \times \eta_t^{agr}\right) + \left(\frac{I_t^{hos}}{I_t^{total}} \times \eta_t^{hos}\right) + \left(\frac{I_t^{com}}{I_t^{total}} \times \eta_t^{com}\right) + \left(\frac{I_t^{xpt}}{I_t^{total}} \times \eta_t^{xpt}\right) \quad (20)$$

می‌توان کشش قیمتی تقاضای کل برای تسهیلات را محاسبه کرد. در نمودار (۳) نتایج محاسبات صورت گرفته برای دوره‌ی ۸۷-۱۳۷۵ آمده است.

نمودار (۳). روند تغییرات کشش قیمتی تقاضای کل تسهیلات (۸۷-۱۳۷۵)



مأخذ: محاسبات پژوهش

طبق نتایج جدول، کشش قیمتی تقاضای کل در تمامی سال‌های بررسی شده کوچک‌تر از یک بوده و در طول زمان اندکی کاهش داشته است. بخشی از این کاهش را می‌توان با توجه به ماهیت فزاینده‌ی نرخ تورم و رشد قابل توجه نرخ سود در بازار غیررسمی متناسب با نرخ تورم (در عین افزایش هزینه‌های تولیدی و مخارج خانوار) و بنابراین، نیاز هر چه بیشتر واحدهای اقتصادی به دریافت وام از بخش بانکی توضیح داد.

۳-۵. نتایج محاسبه‌ی هزینه‌های اجتماعی عملکرد در صنعت بانکداری ایران

در این قسمت می‌توان با داشتن اطلاعات مربوط به حاشیه‌ی قیمت از هزینه‌ی نهایی و همچنین، کشش قیمتی تقاضا نسبت به محاسبه‌ی هزینه‌های اجتماعی عملکرد غیررقابتی در صنعت بانکداری اقدام کرد. در این راستا، ابتدا هزینه‌های رفاهی در تعریف محدود (هزینه‌های ناشی از ناکارایی تخصیصی با فرض برقراری کارایی X) محاسبه می‌شود. سپس، محاسبات با لحاظ اثرات ناکارایی X صورت می‌پذیرد تا از این طریق مقایسه‌ای میان هر دو حالت انجام شود.^۱

۱- بنابر آنچه که نتایج حاصل از محاسبه جزء ناکارایی فنی در نمودار (۱) نشان داد، درجه‌ی کارایی بانک‌های دولتی به نسبت بانک‌های غیردولتی پایین‌تر است. این امر دلایل مختلفی دارد. اما، طبق آنچه بررسی‌های به عمل آمده در صنعت بانکداری ایران نشان داد، عمده‌ی دلیلی ناکارآمدی

۵-۳-۱. نتایج برآورد هزینه های رفاهی بدون لحاظ ناکارایی X

در برآورد هزینه های رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری، ابتدا لازم است مثلث رفاه در این صنعت در سال های مختلف از رابطه ی (۹) محاسبه شود. از آنجا که مقدار مطلق این زیان اطلاعات مقایسه ای چندانی به دست نمی دهد، در بسیاری از مطالعات موجود، سهم هزینه ی به دست آمده در GDP و یا در حجم کل تسهیلات بانک محاسبه می شود تا از این منظر هزینه ی تحمیل شده به جامعه بهتر مشخص شود. در جدول (۵) نتایج مربوط به محاسبه ی این هزینه به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی تلخیص شده است. (همچنین، نتایج این جدول در قالب نمودار (۴) آمده است)

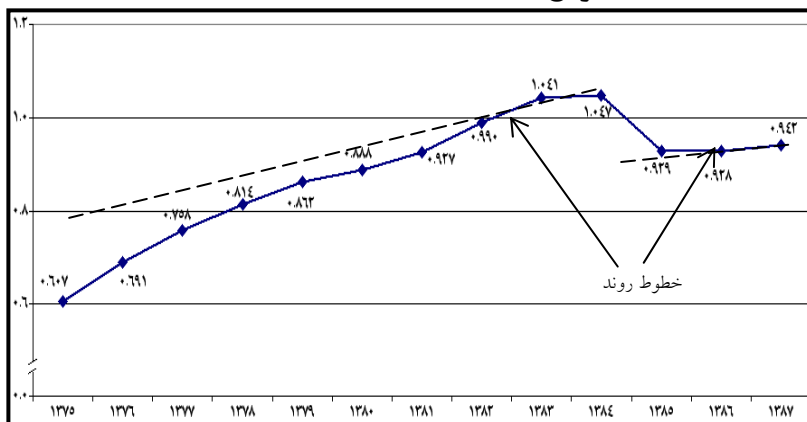
جدول (۵). نتایج محاسبه ی هزینه ی ناشی از ناکارآمدی تخصیصی با فرض کارایی X

	۱۳۸۷	۱۳۸۶	۱۳۸۵	۱۳۸۴	۱۳۸۳	۱۳۸۲	۱۳۸۱	۱۳۸۰	۱۳۷۹	۱۳۷۸	۱۳۷۷	۱۳۷۶	۱۳۷۵	
کشاورزی	۰/۰۵۴	۰/۰۵۳	۰/۰۵۷	۰/۰۰۷	۰/۰۶۹	۰/۰۶۴	۰/۰۵۷	۰/۰۶۶	۰/۰۸۲	۰/۱۰۲	۰/۱۱۵	۰/۱۰۲	۰/۰۷۸	
صنعت و معدن	۰/۰۲۳	۰/۰۲۶	۰/۰۲۲	۰/۰۲۵	۰/۰۲۴	۰/۰۲۸	۰/۰۲۶	۰/۰۲۸	۰/۰۲۸	۰/۰۲۵	۰/۰۳۴	۰/۰۳۲	۰/۰۴	
توسعه صنایع	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۰/۰۱۲	۰/۰۰۹	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	
مسکن	۰/۰۰۲	۰/۰۲۳	۰/۰۳۷	۰/۰۳۸	۰/۰۳۱	۰/۰۳۲	۰/۰۳۵	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴۷	۰/۰۴۵	۰/۰۴۷	۰/۰۴۲	
سپه	۰/۰۷۴	۰/۰۷۶	۰/۰۷۴	۰/۰۹۹	۰/۰۹۷	۰/۰۹۴	۰/۰۹۱	۰/۰۹۳	۰/۰۹۶	۰/۰۸۴	۰/۰۶	۰/۰۵۹	۰/۰۵	
تجارت	۰/۰۸۳	۰/۰۸۴	۰/۰۸۴	۰/۱۱۵	۰/۱۱۷	۰/۱۱۶	۰/۱۱۶	۰/۱۱۵	۰/۱۱۳	۰/۱۱	۰/۱	۰/۱۰۵	۰/۱۰۷	
صادرات	۰/۱۱۷	۰/۱۱۸	۰/۱۱۸	۰/۱۲۷	۰/۱۲۴	۰/۱۲۲	۰/۱۱۹	۰/۱۱۶	۰/۱۱۵	۰/۱۰۸	۰/۱۰۷	۰/۱۰۵	۰/۰۹۸	
ملی	۰/۱۳۴	۰/۱۳۵	۰/۱۳۹	۰/۱۶۲	۰/۱۶۲	۰/۱۶۳	۰/۱۵۹	۰/۱۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۳۵	۰/۱۳۸	۰/۱۳۷	۰/۱۰۹	
رفاه	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	
ملت	۰/۰۲۱	۰/۰۲۳	۰/۰۲۵	۰/۰۲۵	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	
سامان	۰/۰۲۳	۰/۰۲۴	۰/۰۲۳	۰/۰۲۴	۰/۰۰۹	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	-	-	-	-	-	
پارسیان	۰/۰۴۱	۰/۰۴۴	۰/۰۴۶	۰/۰۵۵	۰/۰۵۳	۰/۰۱۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۲	-	-	-	-	-	
اقتصاد نوین	۰/۰۲۸	۰/۰۳۷	۰/۰۳۴	۰/۰۲۵	۰/۰۱۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۳	-	-	-	-	-	
پست بانک	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	-	-	-	-	-	-	-	
کارآفرین	۰/۰۲۸	۰/۰۱۴	۰/۰۱۲	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	-	-	-	-	-	-	-	
پاسارگاد	۰/۰۴۲	۰/۰۳۱	۰/۰۱۹	۰/۰۰۳	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
سرمایه	۰/۰۱۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	۰	-	-	-	-	-	-	-	-	-	

مأخذ: محاسبات پژوهش

بانک های دولتی نسبت به غیردولتی رویارویی آن ها با قیود تنظیمی شده بدتر (همچون تسهیلات تکلیفی، سقف های نرخ سود، ...) در مقایسه با بانک های غیردولتی است. افزون بر این، بانک های دولتی به برخورداری از حمایت های مالی ترجیحی بانک مرکزی و دسترسی به منابع مالی اوزان قیمت دولتی، انگیزه ی پایین تری برای حداقل سازی هزینه های خود دارند. برای کسب اطلاعات بیشتر مراجعه شود به: افسانه شفیعی (۱۳۸۸)، بررسی ساختار، کارایی و هزینه های اجتماعی انحصار: مطالعه موردی صنعت بانکداری ایران، رساله ی دکتری، دانشکده ی اقتصاد علامه ی طباطبائی.

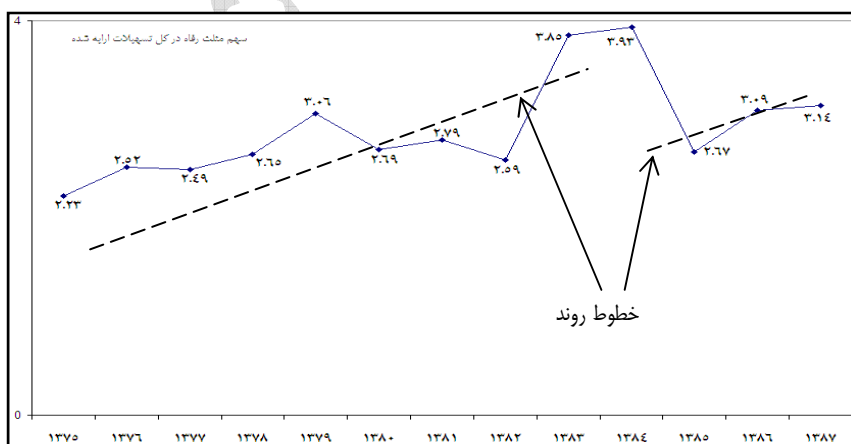
نمودار (۴). روند تغییرات هزینه‌های اجتماعی عملکرد بانک‌ها در صنعت بانکداری با فرض کارامدی X (درصدی از GDP)



مأخذ: محاسبات پژوهش

طبق نمودار، هزینه‌های اجتماعی عملکرد در صنعت بانکداری بدون لحاظ اثرات ناکارایی X (و به عنوان درصدی از GDP)، در سطح به نسبت پایین و حدود یک درصد از تولید ناخالص داخلی است. در نمودار (۵) نیز مقدار این هزینه به عنوان سهمی از کل تسهیلات بانک آمده است.

نمودار (۵). روند تغییرات هزینه‌های اجتماعی عملکرد در صنعت بانکداری ایران با فرض کارامدی X (سهم در کل تسهیلات)



مأخذ: محاسبات پژوهش

طبق این نمودار نیز مشخص می شود هزینه های رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری با فرض کارآمدی X در دوره ی مورد بررسی شده در سطح پایینی قرار داشته که علت آن سطح پایین قیمت تسهیلات (p) در نتیجه ی اعمال سقف های دستوری بر نرخ سود تسهیلات است. البته، باید توجه داشت مقدار این هزینه ها (هزینه های رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری با فرض کارآمدی X) در طول زمان روندی فزاینده داشته است به نحوی که از ۲/۳۳ درصد حجم کل تسهیلات در سال ۱۳۷۵ به ۳/۱۴ درصد حجم کل تسهیلات در سال ۱۳۸۷ رسیده است. البته، در سال ۱۳۸۵ یک شکست در عرض از مبدأ این تابع اتفاق افتاده است که یکی از دلایل آن را می توان کاهش نرخ های سود در این سال و بنابراین کوچک تر شدن $(p - mc)$ در رابطه ی فوق دانست.

۵-۳-۲. نتایج برآورد هزینه های رفاهی با لحاظ ناکارایی X

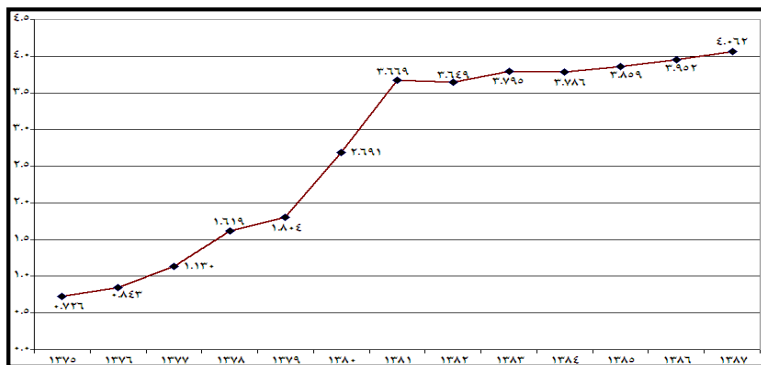
پس از تعیین میزان زیان های رفاهی ناشی از ناکارآمدی تخصیصی لازم است به منظور دقیق بودن نتایج، محاسبات در حالی انجام شود که اثرات ناکارآمدی X در نظر گرفته شود. بدین منظور لازم است از رابطه ی (۱۴) استفاده شود. در جدول (۶) نتایج محاسبات به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی تلخیص شده است. (همچنین نتایج این جدول در قالب نمودار (۶) آمده است)

جدول (۶). نتایج محاسبه ی زیان های رفاهی ناشی از ناکارآمدی تخصیصی و ناکارایی X در صنعت بانکداری ایران (۸۷-۱۳۵۷)

	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
کشاورزی	۰/۰۹۶۳	۰/۱۰۱۷	۰/۱۰۳۴	۰/۱۰۴۳	۰/۱۱۱۷	۰/۱۰۱۳	۰/۱۰۱۹	۰/۱۰۱۸	۰/۱۰۲۱	۰/۱۰۲۱	۰/۱۰۲۱	۰/۱۰۱۷	۰/۱۰۱۳
صنعت و معدن	۰/۰۳۳۳	۰/۰۳۳۲	۰/۰۳۳۴	۰/۰۳۳۴	۰/۰۳۲۵	۰/۰۳۳۵	۰/۰۳۳۴	۰/۰۳۳۳	۰/۰۳۲۵	۰/۰۳۳۶	۰/۰۳۳۸	۰/۰۳۳۹	۰/۰۳۴۳
توسعه صادرات	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۴۱	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۹۱	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۹۱	۰/۰۰۹۳
مسکن	۰/۰۳۵۶	۰/۰۴۶۷	۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۹۱
سپه	۰/۰۴۳	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۷۷	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۹۷	۰/۰۱۰۳	۰/۰۱۰۷	۰/۰۱۲۹	۰/۰۱۴۴	۰/۰۱۵۴	۰/۰۱۶۸	۰/۰۱۷۹	۰/۰۱۹۱
تجارت	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷۵	۰/۰۱۶۸	۰/۰۱۸۹	۰/۰۲۳۹	۰/۰۴۰۵	۰/۰۴۳۱	۰/۰۴۶۶	۰/۰۴۷۲	۰/۰۴۹۳	۰/۰۵۳۳	۰/۰۵۶۶	۰/۰۶۱۳
صادرات	۰/۱۳۳۱	۰/۱۵۲۵	۰/۱۷	۰/۱۹۲	۰/۲۴۴	۰/۲۷۳	۰/۳۱۳	۰/۳۴۲	۰/۳۴۲	۰/۳۶۸	۰/۴۱۵	۰/۴۴۴	۰/۴۶۶
ملی	۰/۲۲۸۲	۰/۲۶۶۸	۰/۲۳	۰/۲۴۳	۰/۲۹۱	۰/۳۶۱	۰/۴۱۷	۰/۴۴۴	۰/۴۷۵	۰/۵۰۷	۰/۵۱۶	۰/۵۹۸	۰/۶۵۹
رفاه	۰/۰۱۶۱	۰/۰۲۱۸	۰/۰۴۸	۰/۰۵۲	۰/۰۵۷	۰/۰۶۲	۰/۰۶۶	۰/۰۷۴	۰/۰۷۹	۰/۰۸۹	۰/۱۰۸	۰/۱۲۹	۰/۱۳۱
ملت	۰/۰۷۳۵	۰/۰۸۱	۰/۱۷۵	۰/۱۸	۰/۲۱۷	۰/۲۶۳	۰/۲۹۹	۰/۳۵	۰/۳۷۶	۰/۴۲۸	۰/۴۶۴	۰/۴۸۹	۰/۵۱۴
سامان	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
پارسیان	-	-	-	-	-	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۵۷
اقتصاد نوین	-	-	-	-	-	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۹
پست بانک	-	-	-	-	-	-	-	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۷۸	۰/۰۱۲۵	۰/۰۰۸۶	۰/۰۰۸۶
کارآفرین	-	-	-	-	-	-	-	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۳۵
پاسارگاد	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۵۸
سرمایه	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲۲

مأخذ: محاسبات پژوهش

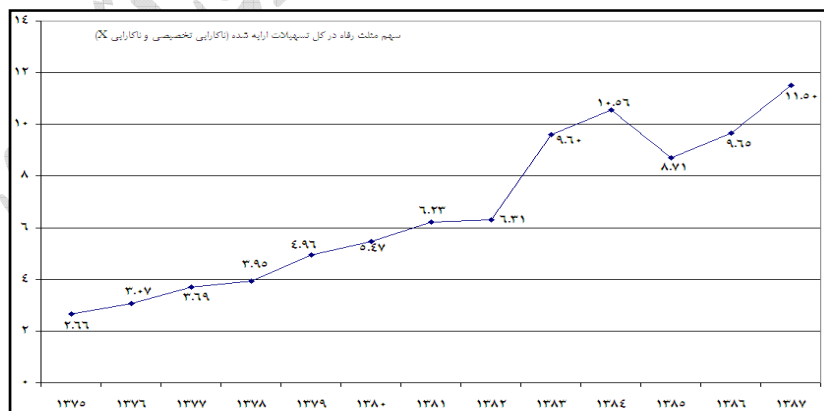
نمودار (۶). روند تغییرات هزینه‌های اجتماعی عملکرد بانک‌ها در صنعت بانکداری با لحاظ اثر ناکارآمدی X (درصدی از GDP)



مأخذ: محاسبات پژوهش

طبق نتایج جدول و نمودار، میزان هزینه‌های رفاهی در صنعت بانکداری با لحاظ آثار ناکارایی X در طول زمان افزایش قابل توجهی داشته است و تا سطح ۴ درصد از تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۸۷ رسیده است. این رقم در مقایسه با نتایج نمودار (۶) حدود چهار برابر بیشتر است که حاکی از سهم بالای ناکارایی هزینه‌های بانک‌های دولتی بر هزینه‌های اجتماعی عملکرد در این صنعت است. همچنین، در نمودار (۷) سهم هزینه‌های رفاهی در حجم کل تسهیلات نیز محاسبه شده است.

نمودار (۷). روند تغییرات هزینه‌های اجتماعی عملکرد در صنعت بانکداری ایران با لحاظ اثر ناکارآمدی X (سهم در کل تسهیلات)



مأخذ: محاسبات پژوهش

طبق نمودار، در دوره ی بررسی شده هزینه های رفاهی به عنوان درصدی از کل تسهیلات داده شده، رشد قابل توجهی داشته و از ۲/۶۶ درصد به ۱۱/۵ درصد حجم کل تسهیلات افزایش یافته که در مقایسه با حالت قبل رقم بسیار بزرگی است.

۶. جمع بندی

در مطالعه ی حاضر با هدف تحلیل آثار رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری ایران با اشاره به مطالعات انجام شده درباره ی هزینه های اجتماعی و رفاه از دست رفته، به ویژه مطالعات لینشتاین (۱۹۶۶) و لینشتاین و کومارون (۱۹۶۹)، بر اهمیت توجه به هزینه های ناشی از ناکارایی X در کنار آثار رفاهی ناکارایی تخصیصی تأکید شد. اهمیت توجه به این بحث از آنجاست که در اقتصاد ایران حدود ۷۵ درصد از صنعت بانکداری (با توجه به حجم تسهیلات) در اختیار بانک های دولتی است که با برخورداری از حمایت های دولتی، در وضعیت حداقل کنندگی هزینه ها به سر نمی برند.

به منظور محاسبه هزینه های اجتماعی عملکرد در صنعت بانکداری از دو رویکرد استفاده شد: ۱- مثلث رفاه، که نتایج حاصل از آن سهم پائینی از تولید ناخالص داخلی را به دست داد. در واقع، ماهیت دستوری نرخ های سود و پایین بودن مقدار آن در مقایسه با هزینه های بانک باعث شد تا سهم هزینه های رفاهی ناشی از عملکرد صنعت بانکداری در بخش تسهیلات ناچیز (کم تر از یک درصد) باشد. ۲- رویکرد لینشتاین یا به عبارتی هزینه های رفاهی با لحاظ آثار رفاهی ناشی از ناکارایی X که نتایج به دست آمده از آن نشان داد هزینه های رفاهی ناشی از عملکرد در صنعت بانکداری ایران حدود ۴ درصد از ارزش تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۷ بوده است. هرچند، انتظار می رود با افزایش ورود بانک های غیردولتی به صنعت بانکداری و گسترش واگذاری ها، بانک های دولتی انگیزه ی بیشتری برای تلاش در کاهش سهم ناکارایی X در واحدهای خود داشته باشند و از این طریق هزینه های اجتماعی ناشی از عملکرد در این صنعت کاهش یابد.

پیشنهاد: براساس نتایج مطالعه ی حاضر، بانک های دولتی نسبت به بانک های غیردولتی در سطح کارایی پایین تری هستند. برخی دلایل این امر طبق آنچه گفته شد، عبارت بود از: ۱- رویارویی بانک های دولتی با قید مقررات تنظیمی شدیدتر به نسبت بانک های غیردولتی در انجام تصمیمات بهینه سازی؛ ۲ برخورداری بانک های غیردولتی از حمایت های ترجیحی بانک مرکزی و منابع ارزان مالی دولت. این در حالی است که بانک های غیردولتی بدون داشتن امتیاز انحصار دولتی ناچار به رقابت هزینه ای برای حفظ بقا (در مقابل بانک های دولتی) هستند. بنابراین، به منظور کاهش سطح ناکارایی X در بانک های دولتی و پیرو آن آثار رفاهی به جا مانده، لازم است با کاستن از شدت تکالیف مقابل بانک های دولتی، به تدریج از حمایت های ترجیحی بانک مرکزی در خصوص این بانک ها کاسته شود، تا زمینه و انگیزه ی افزایش کارایی در این دسته از بانک ها افزایش یافته و آثار رفاهی ناشی از عملکرد این بانک ها به حداقل برسد.

۷. منابع

- امیدی‌نژاد، محمد (۱۳۸۵)، تخمین تابع هزینه برای سیستم بانکی کشور، هفدهمین همایش بانکداری اسلامی. مؤسسه‌ی عالی آموزش بانکداری.
- امیدی‌نژاد، محمد (۱۳۸۷)، گزارش عملکرد نظام بانکی کشور در سال ۱۳۸۶ تهران، مؤسسه‌ی عالی آموزش بانکداری ایران. چاپ اول.
- امامی میبدی، علی (۱۳۷۹)، اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری. موسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. چاپ اول.
- امیدی‌نژاد، محمد (۱۳۸۸)، گزارش عملکرد نظام بانکی کشور در سال ۱۳۸۷. تهران، مؤسسه‌ی عالی آموزش بانکداری ایران. چاپ اول.
- حسینی، سید شمس‌الدین و امیررضا سوری (۱۳۸۵)، برآورد کارایی در بانک‌های ایران و عوامل موثر بر آن. پژوهشنامه‌ی اقتصادی. شماره‌ی ۱۳۲، صص ۱۵۵-۱۲۷.
- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۰)، برآورد هزینه‌های اجتماعی انحصار در بخش صنعت ایران، فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی بازرگانی، سال پنجم، شماره‌ی ۲۱.
- ختیابی، ساناز (۱۳۸۸)، ارزیابی وضعیت ساختار و هزینه‌های اجتماعی انحصار در صنعت خودرو. رساله‌ی کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.
- دودانگه، سمیه (۱۳۸۸)، اندازه‌گیری هزینه‌های اجتماعی انحصار در صنعت سیمان، رساله‌ی کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی. واحد علوم و تحقیقات.
- شفیعی، افسانه (۱۳۸۸)، تحلیل ساختار، کارایی و هزینه‌های اجتماعی انحصار: مطالعه موردی صنعت بانکداری ایران. رساله‌ی دکتری، دانشکده‌ی اقتصادی دانشگاه علامه‌ی طباطبائی.
- شهیکی تاش، محمدنبی و نسیم فیوضی اختیاری (۱۳۸۸)، ارزیابی هزینه‌های اجتماعی انحصار در صنعت بیمه ایران، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال سیزده، شماره‌ی ۳۸، صص ۵۵-۱۳۳.
- فیوضی اختیاری، نسیم (۱۳۸۶)، ارزیابی هزینه‌های اجتماعی انحصار در صنعت بیمه، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات.

- Aigner, D.J., C.A. K Lovell and P. Schmidt (1977), Formulation and Estimation of Frontier Production Function Models, Journal of Econometrics 6, 21-37
- Baltagi, Badi (2001). Econometric Analysis of Panel Data. John Wiley & Sons, Ltd. 2nd ed.
- 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.

- 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.
- 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.
- Bergson, A. (1973) On Monopoly Welfare Losses, *American Economic Review*, vol 63, pp 853 – 70.
- Brown, D. J. and Wood, G.A., (2004a) "The Social Cost of Monopoly Power", Yale ICF Working Paper No. 04 – 31; Cowles Foundation Discussion Paper No. 1466
- Brown, D. J. and Wood, G.A., (2004b) Competition, Consumer Welfare and Monopoly Power, Cowles Foundation Discussion Paper No. 1466R
- Cameron, Kaline and Pravin K. Trivedi (2007). *Stata Longitudinal/Panel-Data Reference Manual*. Stata Corp.
- Cowling, Keith and Mueller D.C. (1978) The Social Costs of Monopoly Power, *The Economic Journal*, 88, 727 – 748.
- Davis, D.D. and R.J. Reilly (2000) Multiple Buyers, Rent – Defending and the Observed Social Cost of Monopoly, *Pacific Economic Review*, 5 (3), 389 – 410.
- Dixon, R., A. Gunther, and M. Mahmood (2001) The Cost of Monopoly in Australian Manufacturing, *The Australian Economic Review*, 34 (4), 390 – 402
- Gumus (2007), Erdal. "The Social Costs of Monopoly: A Survey and An Evaluation". *I.I.B.F Degiris*. Vol. 13, pp 20 – 25.
- Harberger, A. C (1954). Monopoly and Resource Allocation, *American Economic Review*, 77 – 87.
- Jenny, Fredric and Andre-Paul Weber.(1983). "Aggregate Welfare Loss Due to Monopoly Power in the French Economy: Some Tentative Estimations". *The Journal of Industrial Economics*. Pp 113-130.
- Kamerschen, D.R. (1996). An Estimation of Welfare Losses from Monopoly in the American Economy, *Western Economic Journal*, Pp 221 – 236
- Kirkwood, J. & Nahm, D. (2006), Australian Banking Efficiency and Its Relation to Stock Returns, *The Economic Record*, vol. 82, no. 258, pp. 253-267.
- 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, X-Efficiency 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.

- Meeusen, W. & Broeck, J. van de (1977), Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error, *International Economic Review*, vol. 18, pp. 435-444.
- Neal, P. (2004), X-Efficiency and Productivity Change in Australian Banking, *Australian Economic Papers*, vol. 43, no. 2, pp. 174-191.
- Pelosi, Tano (2008). Risk, Efficiency and Industry Dynamics in Australian Banking Sector. The University of New South Wales.
- Posner, Richard. A. (1975) The Social Cost of Monopoly and Regulation, *Journal of Political Economy*, 83 (4), 807 – 827.
- Robert, Dixon, Alan Gunther & Muhammad Mahmood, (2001). The Cost of Monopoly in Australian Manufacturing. *The Australian Economic Review*. Vol.34, no.4, pp 309 – 402.
- Sathye, M. (2001). X-efficiency in Australian banking: An empirical investigation, *Journal of Banking and Finance*, Vol 25, pp. 613-630.
- Sathye, M. (2001), X-efficiency in Australian banking: An empirical investigation, *Journal of Banking and Finance*, vol. 25, pp. 613–630.
- Siegfried, J.J. and Tiemann T.K. (1974) The Welfare Cost of Monopoly: An Inter – Industry Analysis, *Economic Inquiry*, 12, 190 – 202.
- Tullock, G. (1967). The Welfare Costs of Tariffs, Monopolies, and Theft, *Western Economic Journal* 5, 224 – 32.
- Worcester, Dean A. JR. (1973). New Estimates of the Welfare Loss to Monopoly, United States: 1956 – 1969, *Southern Economic Journal*, 40, 234 – 45.