فصلنامـه علوم اقتصادی
سال ۸ / شماره ۲۸ / پاییز ۱۳۹۳

ارزیابی کارایی فنی صنعت بانکداری ایران و تعیین عوامل موثر بر آن (رهیافت مدل های مرزی تصادفی)

محسن مهرآرا[۱]
رامین عبدی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۴/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۶/۱۲

چکیده

این پژوهش با استفاده از روش تولید مرزی تصادفی به ارزیابی و برآورد کارایی فنی مجموعه ای از بانک های دولتی و خصوصی کشور با استفاده از دو دسته مدل های کارایی ثابت در طول زمان و مدل های کارایی متغیر در طول زمان می پردازد، مدل های مورد استفاده در این پژوهش مدل اشمیت و سیکلز(۱۹۸۴)(ss84)، مدل بتیس و کوئلی (۱۹۸۸)(bc88)، مدل کامباکار (۱۹۹۰)(kumb90)، مدل بتیس و کوئلی (۱۹۹۲)(bc92)، مدل اثرات ناکارایی بتیس و کوئلی (bc95) و مدل های اثرات تصادفی صحیح (گرین ۲۰۰۵) می باشند. برای این منظور از داده های ۱۵ بانک کشور برای دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۹۰ استفاده شده است.

با بررسی روند زمانی کارایی بانک ها در این مدل ها، نتایج نشان می دهد که بانک ها در طول دوره تحقیق، روند کارایی تقریبا ثابتی داشته و همواره بانک های خصوصی در مقایسه با بانک های دولتی از کارایی بیشتری برخوردار بوده اند. همچنین با این وجود که مدل های برآورد شده مقادیر متفاوتی را برای متوسط کارایی مجموعه بانک ها ارائه دادند اما رتبه کارایی بانک ها به غیر از مدل (bc95) در تمامی مدل ها تقریبا مشابه بوده است. بررسی عوامل موثر بر کارایی نشان می دهد که عامل سطح تحصیلات کارکنان تاثیر معناداری بر افزایش کارایی بانک ها ندارد و شاخص های اندازه بانک، تعداد شعبات و خصوصی بودن بانک تاثیر مثبتی بر کارایی فنی بانک ها دارند.

واژه‌های کلیدی: روش پارامتری، تحلیل مرزی تصادفی، کارایی فنی ثابت در طی زمان، کارایی فنی متغیر در طی زمان، صنعت بانکداری، بانک های دولتی و خصوصی ایران.

۱- استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) mmehrara@ut.ac.ir
۲- فارغ التحصیل دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. Raminabdi90@gmail.com

۱- مقدمه

صنعت بانکداری یکی از مهمترین بخش های هر اقتصادی محسوب می شود، زیرا بانک ها به عنوان واسطه منابع پولی در کنار بورس و بیمه از ارکان اصلی بازارهای مالی شمرده می شوند. کارایی صنعت بانکداری در اقتصاد ایران از اهمیت بیشتری برخوردار است؛ زیرا به دلیل توسعه نیافتن بازار سرمایه، در عمل این بانک ها هستند که عهده دار عمده تجهیز و تخصیص منابع می باشند.

عموماً اهداف اولیه بانک ها می تواند جستجو برای اجتناب از هدر دادن منابع بوسیله حداکثر کردن ستاده از یک بردار نهاده معین و یا حداقل نمودن نهاده های مورد استفاده در تولید برای رسیدن به یک سطح مشخص ستاده حاصل گردد. در این صورت مفهوم کارایی فنی مطرح می شود، در حقیقت هدف از اندازه گیری کارایی، اجتناب از هدر دادن منابع توسط بانک ها و دسترسی به بالاترین میزان کارایی فنی خواهد بود و هر گاه این مفهوم در مسیر زمان دیده شود نتایج مطلوبتری را به همراه خواهد داشت.

هدف اصلی این پژوهش، بررسی و ارزیابی کارایی فنی بانک های کشور در دو گروه با مالکیت دولتی و خصوصی مبتنی بر تحلیل مرزی تصادفی[1] (SFA) با استفاده از داده های تابلویی متوازن و همچنین شناسایی عوامل موثر بر کارایی فنی بانک های کشور می باشد.

در بخش دوم ضمن ارائه پیشینه پژوهش به تعدادی از مطالعات انجام شده در رابطه با موضوع پژوهش پرداخته می شود. در بخش سوم به شرح مدل پایه مرزی تصادفی و ویژگی های انواع مدل ها با فروض کارایی ثابت و متغیر در طی زمان پرداخته خواهد شد. بخش چهارم به تبیین داده ها و متغیرهای مورد استفاده اختصاص یافته است. نتایج تجربی تحقیق در بخش پنجم ارائه می شود و بخش پایانی نیز به نتیجه گیری از مطالعه اختصاص می یابد.

۲- پیشینه پژوهش و مطالعات انجام شده

ادبیاتی مربوط به تحلیل مرز تصادفی در دهه ۱۹۵۰ با کارهای کوپمنس۲ (۱۹۵۱)، دبرو۳ (۱۹۵۱) و شپرد۴ (۱۹۵۳) آغاز شد و توسط فارل(۱۹۵۷) ادامه یافت. کوپمنس در کتاب خود تحت عنوان «تجزیه و تحلیل فعالیت تولید و تخصیص» از معیار پارتو استفاده کرد(طیبی و همکاران،۱۳۸۷). او یک تعریف از کارایی فنی ارائه نمود: "یک تولید کننده، کارایی فنی دارد اگر و فقط اگر تولید بیشتر یک محصول بدون تولید کمتر محصول دیگر و یا استفاده بیشتر از مواد اولیه ممکن نباشد". به عبارت دیگر طبق تعریف فارل۵، کارایی فنی توانایی بنگاه بدست آوردن حداکثر محصول از مقدار معینی نهاده می باشد (امامی میبدی ۱۳۷۹، ص ۱۲۷). به علاوه فارل اولین کسی بود که توانست کارایی فنی را به صورت عملی برآورد کند. این مسیر تکاملی در خصوص اندازه گیری کارایی در ابتدا با مد نظر قرار دادن روش ناپارمتریک همراه بوده و سپس با معطوف شدن نظرات به سمت توابع تولید از رویکردهای پارامتریک استفاده شد. در مدل های مرزی پارامتری جزء ناکارایی تولید توسط یک تابع توزیع احتمال مشخص بیان می شود، در حالی که در مدل های ناپارامتری این جزء بدون در نظر گرفتن یک تابع توزیع آماری مورد توجه قرار می گیرد.

در میان مدل های ناپارامتری می توان به مدل های تحلیل پوششی داده ها (DEA)[۶] که در حقیقت یک روش برنامه ریزی ریاضی بوده اشاره نمود. این مدل ها با تعیین بهترین عملکرد از بین تمامی مشاهدات، توابع مرزی را مورد برآورد قرار می دهند و تمام انحرافات بنگاه از مرز را به ناکارایی مرتبط می سازند. در سوی دیگر مدل های مرزی پارامتری بنوبه خود شامل دو مجموعه مدل های تحلیل مرزی معین(DFA)[۷] و تحلیل مرزی تصادفی (SFA) می گردد؛ پس از ارائه چارچوب نظری اندازه گیری کارایی از سوی فارل، آیگنر و چو[۸] (۱۹۶۸) مدل تابع مرزی معین را برای تخمین معرفی کردند؛ آنان در مقاله خود دیدگاه جدیدی را در خصوص کارایی مطرح نکردند و عمدتا متمرکز بر مفهوم تولید مرزی شدند. در مدل آنها فرض بر این است که تنها منبع خطا در تابع تولید مرزی، ناکارایی است و تاثیر سایر خطاها و اختلال های آماری در نظر گرفته نشده است.

آیگنر، لاول و اشمیت[۹] (۱۹۷۷) در مقاله «تدوین و برآورد مدل های تابع تولید مرزی تصادفی[۱۰]» به اندازه گیری عملی کارایی بر حسب تعریف فارل و با استفاده از روش تابع تولید مرزی تصادفی پرداخته اند؛ انگیزه ایجاد این مدل از سوی آنان از این ایده نشأت گرفت که انحرافات از تولید مرزی ممکن است تحت کنترل واحدهای تصمیم ساز[۱۱](بنگاه های تولیدی) نباشد و باید اثرات آنان نیز تخمین زده شود، در واقع آنان در مقالات خود با معرفی جمله خطای ترکیب شده در مدل های پارامتری، که یک جزء آن بیانگر عدم کارایی و جزء دیگر آن شامل اختلال تصادفی در مدل می باشند، امکان انجام استنتاجات آماری گسترده ای در خصوص تخمین کارایی و همچنین تجزیه و تحلیل موشکافانه تری از توابع مرزی را فراهم کردند.

در تکنیک های اولیه برای مدل های تابع مرزی تصادفی، تنها به برآورد متوسط کارایی تمام بنگاه های مورد بررسی، اکتفا می گردید و مشخص نبود که آیا عملکرد مشاهده شده یک بنگاه خاص در مقایسه با مرز تولید، ناشی از عدم کارایی است یا به علت تغییرات تصادفی و این مسئله به عنوان ضعف اصلی روش مرزی تصادفی مطرح بود، جاندرو، لاول و اشمیت[۱۲] (۱۹۸۲) با ارائه راه حل ابتکاری این مسئله را مورد بررسی قرار داده و اندازه گیری مجزای کارایی هر یک از بنگاه ها را عملی نمودند و از این نظر تحولی در محاسبه کارایی و تخمین توابع مرزی بوجود آوردند.

پیت و لی[۱۳] (۱۹۸۸) در مقاله ای کاربرد مدل توابع مرزی تصادفی را با استفاده از داده های تابلویی گسترش دادند. در واقع در این شکل از کاربرد مدل، علاوه بر اندازه گیری سطح کارایی فنی بنگاه ها و امکان مقایسه بین آنها، امکان بررسی توأم تغییرات تکنولوژیکی و تغییرات کارایی فنی هر یک از بنگاه ها در طول زمان نیز فراهم آمد، ضمن این که کاربرد داده های تابلویی در این مدل ها، منجر به حذف برخی فروض قوی شد، در مجموع برآورد مناسب تری از روندهای زمانی در ناکارایی فنی واحدها به دست آورد(کوئلی و همکاران ،۱۹۹۸) از دیدگاه روند های زمانی[۱۴] مدل های SFA در دو نگرش اصلی بسط و توسعه یافته اند در مدل های اولیه با داده های تابلویی فرض بر این بود که کارایی فنی در طول زمان تغییر نمی کند به عبارت دیگر طرفداران این ایده کارایی فنی را در طول زمان ثابت می دانند و یا جزء ناکارایی معادله اصلی را به عنوان یک پارامتر ثابت در نظر گرفتند؛ آثار پیت ولی (۱۹۸۱)، اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴)

، بتیس و کوئلی (۱۹۸۸) بر این فرض استوار است، در حالی که این فرض با افزایش طول دوره مورد بررسی، چندان منطقی و قابل قبول به نظر نخواهد آمد، در طرف مقابل در نگرش گروه دوم که مطالعات آن ها تا به امروز ادامه دارد، فرض می شود ساختار تکنولوژِی طی زمان متغیر باشد؛ به عبارت دیگر جزء ناکارایی تابعی از زمان تعریف می شود در بین کارهای تجربی انجام گرفته می توان به آثار کورنول و همکاران[۱۵] (۱۹۹۰)، کامباکار [۱۶](۱۹۹۰) ،بتیس و کوئلی[۱۷](۱۹۹۲) ، یالمارشون و همکاران (۱۹۹۶)، کوتفاس[۱۸](۲۰۰۰)، هان و همکاران[۱۹](۲۰۰۵)، گرین[۲۰](۲۰۰۵)و لی[۲۱] (۲۰۰۶) اشاره کرد.

به طور کلی پس از معرفی مدل توابع مرزی تصادفی، تحولاتی که به تدریج در خصوص این روش به وقوع پیوسته و در مطالعات مختلف بعدی نیز به آن پرداخته شده، عمدتا معطوف به شکل توابع و نوع توزیع آماری متغیر ناکارایی در توابع مذکور بوده است. در این زمینه می توان به مقالات بکرز و هامون[۲۲] (۱۹۸۷) و گرین (2005، ۱۹۹۰) اشاره کرد که مدل توابع مرزی تصادفی با فروض توزیعی مختلف را معرفی نموده اند؛ در مدل ارائه شده از سوی آنان، در مقابل فرض نیمه نرمال بودن توزیع متغیر ناکارایی در مدل آیگنر، لاول و اشمیت، فرض بر این است که متغیر ناکارایی می تواند دارای توزیع های یک طرفه گاما، نمایی، نیمه نرمال و نرمال منقطع در صفر باشد. در ادامه به چند مطالعه انجام شده مرتبط با موضوع تحقیق اشاره می شود.

دانیل هولو و مارتون ناگی در سال ۲۰۰۴ کارایی ۲۴۵۹ بانک از ۲۵ کشور عضو اتحادیه اروپا را در بین سال های (۲۰۰۳-۱۹۹۹) با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی مورد بررسی قرار دادند، هدف اصلی تحقیق این گروه برای محاسبه کارایی بانک های اتحادیه اروپا یافتن علل تفاوت های بین میانگین کارایی های فنی کشورهای اتحادیه اروپا و آزمون این فرضیه که آیا کارایی اعضای قبلی اتحادیه اروپا نسبت به کارایی اعضای جدید بیشتر بوده است یا نه، می باشد.

شانموگام و داس (۲۰۰۴) کارایی ۹۴ بانک در ۴ گروه مالکیتی از سال ۱۹۹۲تا ۱۹۹۹در هند را با استفاده از روش های مرزی تصادفی با داده های پانل(مدل بتیس و کوئلی، ۱۹۹۲) بررسی کردند، این مطالعه ۴ نوع ستانده در نظر می گیرد و برای تک تک ستانده ها تابع تولید جداگانه ای در نظر می گیرد، نتایج بیانگر وجود روند افزایشی کارایی در طول دوره مورد بررسی بوده و متغیر حجم سپرده ها در تولید همه ستانده ها عامل برجسته ای بوده است.

پژمان عابدی فر (۱۳۷۹) کارایی ۱۰ بانک دولتی کشور در دوره زمانی (۱۳۷۶-۱۳۶۷) با استفاده از دو مدل ناکارایی متغیر با زمان بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) و مدل اثرات ناکارایی بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) به ترتیب ۷۹/۸ و ۷۸/۳ درصد برآورد کرده است، در این پژوهش حجم تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی در صنعت بانکداری ایران تابعی از تعداد کارکنان، دارایی‌های ثابت، حجم سپرده‌های قرض‌الحسنه، حجم سپرده‌های سرمایه‌گذاری ، حجم سایر سپرده‌های بخش خصوصی و زمان در نظر گرفته شده است.

حسین زاده بحرینی و همکاران(۱۳۸۷) کارایی اقتصادی مجموعه چهار بانک خصوصی و ده بانک دولتی در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۴ با استفاده از روش DEA و با فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس مورد

مطالعه قرار داده اند، در این تحلیل از دو رویکرد درآمدی و رویکرد ارزش افزوده استفاده شده است؛ محاسبه کارایی با استفاده از رویکرد اول نشان داده است که در دوره مورد نظر کارایی اقتصادی بانک های دولتی بیشتر از کارایی بانک های خصوصی بوده است ولی در نگرش دوم ملاحظه شده است که کارایی اقتصادی بانک های خصوصی بیشتر از بانک های دولتی است و علت اصلی آن بالا بودن میزان کارایی فنی در این بانک ها بوده است، در پایان در بخش نتیجه گیری ذکر می شود که رویکرد ارزش افزوده که سپرده ها را ستانده تلقی می کند با نظام بانکی کشور انطباق بیشتری دارد.

۳- توصیف مدل ها

شکل تبعی مدل اولیه ای که برای اندازه گیری کارایی با استفاده از برآورد تابع تولید در سال ۱۹۷۷ توسط الگوی ایگنر، لاول، اشمیت و میوسن، وندر بروک برای داده های مقطعی ارائه شد به صورت زیر بود:

$$Y_i = f(X_i, \beta)TE_i e^{V_i} \qquad (۱)$$

که در آن Y ستانده تولید و X نهاده است. در مدل اولیه اندازه کارایی بین صفر و یک است $(0 \le TE(y_i, x_i) \le 1)$ و β بردار پارامترهای تابع تولید است که بایستی برآورد گردد. v جزء تصادفی می باشد که مرز معین را به مرز تصادفی تبدیل می شود و توضیح دهنده عواملی است که خارج از کنترل تولیدکننده قرار دارد؛ عواملی از قبیل حوادث مساعد یا نامساعد خارجی (نظیر خوش شانسی، آب و هوا، نواقص عملکرد ماشین آلات) و همچنین اشتباهات اندازه گیری و سایر متغیرهای غیر مهم که از مدل کنار گذاشته شده اند.

از آنجا که تابع تولیدی نسبت به متغیرها به صورت خطی تصریح می شود، تابع تجربی به صورت زیر ارائه می گردد:

$$\ln Y_i = \ln f(X_i, \beta) + \ln TE_i + v_i = \ln f(X_i, \beta) - U_i + V_i \qquad (۲)$$

U_i معیار ناکارایی فنی است به طوری که $U_i = -lnTE_i$ و نماینده عواملی است که باعث ناکارایی در تولید می شوند و شامل مواردی از قبیل تفاوت در مهارت ها و تلاش یا عدم تلاش مدیریت و کارکنان، اطلاعات منحصر به فرد یک بنگاه و محدودیت های اطلاعاتی و غیره می شود. تفسیر اقتصادی U_i که عدم کارایی را تعریف می کند، با تعریف فارل سازگار است. از آنجا که کارایی(TE_i) نمی تواند بزرگتر از یک باشد، U_i بایستی مقادیر یک طرفه را شامل شود، لذا در تمامی مدل هایی که در پژوهش از آن ها استفاده خواهیم کرد مدل پایه برای داده های تابلویی به فرم عمومی زیر بیان می شود:

$$Y_{it} = f(X_{it}; \beta) + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

$$Y_{it} = \beta_\circ + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad \text{و یا} \qquad (۴)$$

که در آن Y_{it} معرف میزان ستاده یا محصول بنگاه iام (i=1,2,….,N) در زمان t ام (t=1,2,……,T_i) است، f(∘) بیان گر تکنولوژی تولید، x_{it} نشانگر ماتریس متجانس از K نهاده و β نیز بردار نامعلوم $k\times 1$ از ضرایبی است که بایستی برآورد شوند، جمله پسماند ε_{it} نیز به صورت زیر معرفی می گردد.

$$\varepsilon_{it} = V_{it} - U_{it} \qquad (۵)$$

در این عبارت U_{it} جمله ناکارایی و V_{it} معرف اجزاء اخلال تصادفی است، قابل یادآوری است که انحراف از نقاط مشاهده شده از تابع تولید مرزی به دو بخش U_{it} و V_{it} بستگی دارد و منطق اقتصاد سنجی تفکیک V_{it} و U_{it} این است که این دو متغیر تصادفی از نظر خصوصیات رفتاری متفاوت می باشند و در نتیجه می توان با استفاده از تعیین مدلی برای U_{it} مقدار آنرا از V_{it} جدا ساخت همچنین در تمامی مدل ها فرض می شود که جمله جزء اخلال تصادفی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس همسان δ_V^2 باشد.

$$V_{it} \sim iidN(0, \delta_V^2) \qquad (۶)$$

در ادبیات تولید مرزی تصادفی برای محاسبه کارایی واحدهای تصمیم گیرنده از دیدگاه روند زمانی[۲۳] دو نگرش اصلی وجود داشته است، در نگرش اول فرض می شود که ساختار تکنولوژی در طول زمان ثابت است و هیچ تغییر فنی رخ نمی دهد؛ به عبارت دیگر طرفداران این ایده کارایی فنی را در طول زمان ثابت [۲۴]می دانند و مقدار جزء ناکارایی را در طول دوره، یک پارامتر ثابت در نظر می گیرند. آثار پیت و لی (۱۹۸۱) ، اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴) بر این نگرش استوار است.

در مقابل نگرش اول، در نگرش دوم که مطالعات آن ها تا به امروز ادامه دارد فرض می شود که ساختار تکنولوژی طی زمان تغییر کند به عبارت دیگر در این نگرش جزء ناکارایی تابعی از زمان تعریف می شود.

ناکارایی در طی زمان تغییر نمی کند بدین معنی که:

$$U_{i1} = U_{i2} = U_{i3} = \cdots = U_{it} \qquad (۷)$$

ناکارایی در طی زمان تغییر می کند بدین معنی که:

$$U_{i1} \neq U_{i2} \neq U_{i3} \neq \cdots \neq U_{it} \qquad (۸)$$

لذا در ادامه به توصیف ویژگی های انواع مدل های این دو نگرش می پردازیم.

۳-۱- مدل های با فرض کارایی ثابت در طی زمان

۳-۱-۱- مدل اشمیت و سیکلز(۱۹۸۴)(ss84)

مدل اشمیت و سیکلز از اولین مدل هایی بود که امکان محاسبه کارایی را با داده ها تلفیقی امکان پذیر کرد در این مدل فرض بر این است که مقدار جزء ناکارایی در طول زمان تغییری نمی کند و برای برآورد ناکارایی از روش اثرات ثابت استفاده می کند.

$$Y_{it} = \beta_\circ + X'_{it}\beta + v_{it} - u_i \qquad (۹)$$

قبل از ارائه روش اندازه گیری جاندرو و همکاران (۱۹۸۲) برای داده های تابلویی ،در ابتدا مقادیر پارامترها و عرض از مبدأ مرزی برای بنگاه i، یعنی α_i و میزان مشخص ناکارایی فنی برای بنگاه i ام ، یعنی u_i به ترتیب زیر برآورد می شد. با قرار دادن $\alpha_i = \beta_\circ - u_i$ در این صورت خواهیم داشت:

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + v_{it} \qquad (۱۰)$$

در ادامه بعد از برآورد ضرایب مدل، اولین پیشنهاد اندازه گیری مقدار ناکارایی در این مدل بدین گونه بود که مقدار ناکارایی از طریق مقایسه عملکرد بنگاه های موجود در نمونه با بهترین بنگاه موجود بدست آید یعنی:

$$\hat{\alpha} = Max_j(\hat{\alpha}_j) \quad , (j=1,2.... N) \qquad (۱۱)$$

$$\hat{u}_i = \hat{\alpha} - \hat{\alpha}_i \qquad (۱۲)$$

مقدار کارایی نیز برابر خواهد بود با :

$$TE_i = \exp(-\hat{u}_i) \qquad (۱۳)$$

در دیدگاه کارایی ثابت در زمان، جمله ناکارایی بصورت $u_{it} = u_i$ می باشد که $u_i \sim iid\, N^+(\mu, \sigma_u^2)$ است و جملات v_{it} و u_i بصورت مستقل از هم توزیع شده اند.(کومباکار و لاول، ۲۰۰۰)

۳-۱-۲- مدل بتیس و کوئلی (۱۹۸۸)(bc88)

در مدل کارایی ثابت در زمان بتیس و کوئلی فرض می شود که جزء ناکارایی دارای توزیع نرمال منقطع باشد.

$$Y_{it} = \beta_\circ + X'_{it}\beta + v_{it} - u_{it} \quad \text{و} \quad u_{it} \geq 0 \qquad (۱۴)$$

$$u_{it} = u_i \qquad u_i \sim iid\, N^+(\mu, \sigma^2)$$

یعنی فرض می شود که جزء ناکارایی دارای توزیع نرمال منقطع در صفر و با میانگین μ و واریانس σ^2 باشد و جزء اختلال تصادفی دارای توزیع نرمال استاندارد است و u_i و v_{it} بصورت مستقل از یکدیگر توزیع شده باشند و تمامی پارامترهای مدل نیز با استفاده از روش حداکثر راستنمایی برآورد می شوند.

۳-۲- مدل های با فرض کارایی متغیر در طی زمان:

۳-۲-۱- مدل کامباکار (۱۹۹۰)(kumb90)

در این مدل به اثرات ناکارایی بنگاه ها اجازه داده می شود که در طول زمان متغیر باشند و تصریح انعطاف پذیری برای جمله ناکارایی در نظر گرفته می شود که اندازه ناکارایی می تواند در طول زمان افزایش، کاهش یابد یا ثابت باشد.فرم تصریح شده برای جمله ناکارایی بصورت زیر است:

$$u_{it} = \gamma(t)u_i \qquad (۱۵)$$

$$\gamma(t) = (1 + \exp(bt + ct^2))^{-1} \qquad (۱۶)$$

جمله u_i مقدار ثابتی در طی زمان دارد ولی در بین بنگاه ها متفاوت است، فرض شده است که u_i تصادفی باشد و بصورت نرمال منقطع در صفر توزیع شده باشد.

$$u_i \sim iid.N(0, \sigma_u^2) \text{ و } u_i \geq 0 \qquad (۱۷)$$

$\gamma(t)$ دارای ویژگی های زیر خواهد بود:

مقدار آن برای همه ی t ها بزرگتر از صفر خواهد بود ($\gamma(t) \geq 0$) تا ۰ $u_{it} = \gamma(t)u_i \geq$ باشد.

$\gamma(t)$ مقداری بین صفر و یک است.

$\gamma(t)$ بسته به علامت و اندازه b و c ، می تواند بصورت یکنواخت افزایشی(کاهشی) یا مقعر (محدب) باشد.

بنابراین به جای اینکه ناکارایی را در طی زمان ثابت در نظر بگیریم ویژگی سوم این اجازه را می دهد که مقادیر داده ها روند زمانی $\gamma(t)$ و u_{it} را مشخص کنند. اگر برای تمامی t ها $b + ct < 0$ (> 0) باشد شکل تابعی خلاصه تری نیز می تواند برای رسیدن به همان هدف بکارگرفته شود، برای مثال

$$\gamma(t) = (1 + \exp(bt))^{-1} \qquad (۱۸)$$

می توان نشان داد که روند ناکارایی فنی بصورت یکنواخت افزایش می یابد اگر $b < 0$ باشد یا کاهش می یابد اگر $b > 0$ باشد و فرض کارایی ثابت در طی زمان نیز معادل با $b = 0$ خواهد بود که می تواند بوسیله آزمون t مجانبی و یا آزمون LR مورد آزمون قرار گیرد.

در حالی که در رابطه (۱۶) نیز اگر $b = c = 0$ بود جمله ناکارایی روند ثابتی در طی زمان خواهد داشت.

برآورد پارامترها با استفاده از روش OLS با تورش و ناسازگاری همراه خواهد بود به عبارت دیگر امید انتظاری جمله خطا($\varepsilon_{it} = \gamma(t)u_i + v_{it}$) برابر خواهد بود با $E(u_{it}) = \gamma(t)E(u_i) = \gamma(t)\mu$ که مقداری غیرمنفی دارد. درحالیکه با روش حداکثر راستنمایی می توان برآورد های سازگاری از پارامترها بدست آورد.

۳-۲-۲- مدل خطای ترکیب یا کارایی کاهشی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲)(bc92)

بتیس و کوئلی(۱۹۹۲) روشی را برای داده های تابلویی پیشنهاد کردند که جزء ناکارایی بصورت متغیرهای تصادفی نرمال منقطع شده و بر اساس تصریح زیر بصورت منظم با زمان تغییر می کند.

$$u_{it} = u_i \exp(-\eta(t - T)) \qquad (۱۹)$$

فرض بر این است که u_i متغیرهای تصادفی غیرمنفی می باشد که دارای توزیع $N(\mu, \sigma_u^2)$ نرمال منقطع در صفر می باشد، در رابطه بالا پارامتر η مجهول می باشد که باید برآورد گردد، T تعداد دوره ها و t دوره جاری می باشد از این رو اثر کارایی فنی مربوط به بنگاه iام در زمان t (u_{it}) به پارامتر η و تعداد دوره های باقی مانده (t-T) بستگی دارد؛ اگر t =T باشد در آن صورت u_{it} برابر با u_i می شود که بیانگر کارایی

فنی بنگاه iام در آخرین دوره زمانی است، اگر t افزایش یابد بسته به مقدار ŋ که بزرگتر، مساوی و یا کوچکتر از صفر باشد، u_{it} کاهش می یابد، ثابت می ماند یا افزایش پیدا می کند، لذا این واقعیت که کارایی بنگاه در طول زمان چه روندی خواهد داشت بستگی به مقدار پارامتر برآوردی ŋ دارد.

تفاضل دو عبارت $(v-u)$ نامتقارن وغیرنرمال است که درجه غیرمتقارن بودن آن بستگی به مقدار $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ دارد. در صورتیکه $\lambda = 0$ باشد تابع رگرسیون معمولی با توزیع نرمال برای جزء اخلال تبدیل می شود.

در این الگو برای هر مقطع و هر دوره زمانی باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد وجود حداقل تعداد مشاهدات در هر دوره و مقطع باعث می شود که مشکلی در ترکیب داده های سری زمانی و داده های مقطعی زمانی [۲۵] بوجود نیاید.

۳-۲-۳- مدل اثرات ناکارایی بتیس و کوئلی (bc95)

کامباکار، گوش و مک گویین(۱۹۹۲) و ریفشنایدر استیونس(۱۹۹۱) برای مشخص شدن عوامل تغییر دهنده کارایی فنی، جمله ناکارایی u_i را تابعی از برخی عوامل موثر بر ناکارایی بنگاه ها و جزء خطاء تصادفی پیشنهاد کردند؛ بعد از آن بود که بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) مدلی را معادل مدل کامباکار ، گوش و مک گویین ارائه کردند با این تفاوت که در آن استفاده از داده های تابلویی مجاز شد، خصوصیات مدل بتیس و کوئلی(۱۹۹۵) به شرح زیر است :

$$Y_{it} = X_{it}^{*}\beta + (v_{it} - u_{it}) \qquad (۲۰)$$

$$u_{it} = Z_{it}\delta + w_{it} \qquad (۲۱)$$

u_{it} متغیرهای غیرمنفی بصورت iid هستند که بیانگر ناکارایی فنی بوده و فرض می شود که مستقل از v_{it} توزیع شده اند و از توزیع $N(M_{it}, \sigma_u^2)$ نرمال منقطع در صفر با میانگین($M_{it} = Z_{it}\delta$) و واریانس σ_u^2 برخوردار باشد، Z_{it} برداری (1×m) از متغیرهای موثر بر اندازه ناکارایی در طول دوره مورد بررسی است، δ نیز بردار (m×1) از ضرایب مجهول است که باید مورد برآورد قرار گیرند.

متغیرهای توضیحی Z_{it} می تواند شامل نهاده های تابع تولید مرزی تصادفی نیز باشد، متغیر تصادفی w_{it} با توزیع نرمال منقطع با میانگین صفر و واریانس σ_w^2 می باشد و در نقطه منقطع برابر با $-z_{it}\delta$ است و باید همواره $w_{it} \geq -z_{it}\delta$ باشد، با این فروض جمله u_{it} غیرمنفی و با توزیع منقطع از $N(M_{it}, \sigma_u^2)$ می شود.

برای برآورد می توان از روش حداکثر راستنمایی که برای تخمین همزمان پارامترهای تابع مرزی تصادفی و مدل اثرات ناکارایی فنی ارائه شده است استفاده می شود، توابع راستنمایی و مشتقات جزئی نسبت به پارامترهای مدل در مقاله بتیس و کوئلی(۱۹۹۳)[۲۶] موجود می باشند.

۳-۲-۴- مدل های اثرات تصادفی صحیح[۲۷](گرین ۲۰۰۵)

مشخصه بارز همه ی مدل های مرزی تصادفی متغیر در زمان که قبلاً به آن اشاره شد این بود که مقدار عرض از مبدأ α برای همه بنگاه ها یکسان در نظر گرفته می شود. گرین با استفاده از تصریح زیر استفاده می کند:

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (۲۲)$$

که در آن جمله عرض از مبدا α ثابت نبوده و در بین بنگاه ها بصورت اثرات ثابت یا تصادفی تغییر می کند. بدین ترتیب ناهمگنی های غیر قابل مشاهده ثابت در طول زمان در بین بنگاه ها از ناکارایی تفکیک می گردد. به همین دلیل گرین، این مدل ها را طبق فروض در نظر گرفته شده برای ناهمگنی غیرقابل مشاهده بنگاه ها، مدل های اثرات ثابت صحیح[۲۸] (tfe) و اثرات تصادفی صحیح[۲۹](tre) نامگذاری می کند. این تفاوت و ناهمگنی ممکن است ناشی از ویژگی های خاص هر یک از بنگاه ها، از قبیل سبک مدیریت و مهارت کارکنان باشد. در این پژوهش از مدل tre استفاده می کنیم. (بالوتی و همکاران،۲۰۱۲)

تصریح مدل اثرات تصادفی صحیح را به شکل زیر در نظر بگیرید:

$$Y_{it} = \alpha + \beta' X_{it} + v_{it} - su_i + w_i \qquad (۲۳)$$

در حالی که w_i جزء تصادفی و ثابت در طول زمان است ، تفاوت این فرمول و مدل اثرات ثابت در یک فرض اضافی است که w_i و سایر اجزای دیگر در این مدل بصورت ناهمبسته هستند، روش پیشنهادی گرین برای برآورد این مدل استفاده از برآوردگر حداکثر راستنمایی است. این مدل با فروض توزیعی گوناگونی قابل برآورد است که در کل با تغییر نوع فرض توزیع جملات اخلال، نتایج بدست آمده خیلی کم تغییر می کنند.

۴- ساختار داده ها و متغیرها

در این پژوهش از داده های ۱۵ بانک دولتی و خصوصی کشور که دارای سابقه فعالیت بیش از یک دهه می باشند در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۲ استفاده خواهیم کرد. تمامی اطلاعات از صورت ترازنامه و صورت سود و زیان بانک ها استخراج شده اند. از آن جایی که مجموعه این بانک ها بخش اعظمی از سیستم بانکی کشور را تشکیل می دهند می توان نتایج تحقیق را به کل سیستم بانکی کشور تعمیم داد، به طور کلی نمونه آماری پژوهش شامل ۷ بانک دولتی ملی، مسکن، کشاورزی، صنعت و معدن، رفاه کارگران، توسعه صادرات و ۵ بانک خصوصی اقتصادنوین، پارسیان، سامان، کارآفرین و سینا و ۳ بانک جدیداً خصوصی شده ی صادرات ، ملت، تجارت است. بنابراین در برآورد مدل ها از داده های ۱۵ بانک در یک دوره ۹ ساله، استفاده خواهیم کرد. قبل از برآورد مدل ها باید متغیرهای ستانده و نهاده انتخاب گردند. برای انتخاب

متغیر ستانده سیستم بانکی رویکردهای متفاوتی وجود دارد، که باید در این خصوص به تمایزات عملکرد بانک های دولتی و بانک های خصوصی از یکدیگر توجهی ویژه داشته باشیم.

در این تحقیق با توجه به اهداف قانون بانکداری بدون ربا و ویژگی های خاص سیستم بانکی کشور مبتنی بر رویکرد واسطه ای و دیدگاه ارزش افزوده، از متغیر حجم سپرده های بانک به عنوان متغیرستانده استفاده خواهیم کرد؛ این دیدگاه برای اولین بار توسط هامفری و برگر (۱۹۹۲) معرفی گردید و استفاده از متغیر سپرده ها به دلیل داشتن سهم عمده آن در ایجاد ارزش افزوده سیستم بانکی مورد توجه قرار گرفت.

در کشور ما بانک های دولتی بر خلاف بانک های خصوصی برای ارائه تسهیلات به منابعی غیر از سپرده های جذب شده از قبیل استقراض از بانک مرکزی دسترسی دارند که بخش بزرگی از تسهیلات آن ها از این منابع تامین می گردد. در چنین شرایطی استفاده از متغیر تسهیلات به عنوان ستانده برای ارزیابی کارایی بانک ها، نتایج گمراه کننده ای بدست خواهد داد، لذا برای ارزیابی کارایی بانک ها در کشور، عامل جذب سپرده، معیار بهتری نسبت به ارائه تسهیلات می باشد.

انتخاب متغیر حجم سپرده ها به عنوان ستانده، با فعالیتهای اصلی بانک به عنوان یک واسطه گر مالی که وظیفه ی گردآوری سپرده ها و تخصیص آن ها به متقاضیان تسهیلات بخشهای مختلف اقتصادی را دارد، منطبق می باشد. بدین ترتیب معیار کارایی فنی بانک ها جذب منابع و سپرده های بیشتر برای ارائه تسهیلات و سرمایه گذاری خواهد بود؛ در مقایسه نیز بانکی از کارایی بالاتر برخوردار خواهد بود که با توجه به حجم نهاده هایش بیشترین محصول و جذب سپرده را کسب کرده باشد.

پس متغیر مجموع سپرده های بانک (Y)که از مجموع سپرده های دیداری، سپرده های پس انداز و قرض الحسنه و سپرده های مدت دار سرمایه گذاری بدست می آید به عنوان متغیر ستانده سیستم بانکداری کشور تعریف می شود. در متغیرهای توضیحی از سه ترکیب مختلف برای نهاده ها استفاده شده است که بصورت جداگانه مورد برآورد قرار خواهند گرفت. در الگوی اول از متغیر سرمایه ثابت(ارزش دفتری دارایی های ثابت) (X_1) به عنوان جانشین عامل سرمایه و تعداد پرسنل (X_2) به عنوان نهاده استفاده شده است در الگوی دوم به نهاده های سرمایه ثابت و تعداد پرسنل، حجم سود پرداختی(X_3) نیز اضافه شده است و در الگوی سوم از متغیرهای سرمایه ثابت، تعداد پرسنل و حجم کل تسهیلات ارائه شده(X_4) به عنوان نهاده استفاده شده است، الگوی نخست به عنوان ترکیب پایه در ادامه توضیح داده می شود و به نتایج مربوط به دو الگوی دیگر نیز بصورت خلاصه اشاره می شود.[۳۰]

۵- نتایج و برآورد مدل ها

در تخمین تابع تولید بانک به روش مرزی تصادفی باید نوع تابعی که داده‌ها بر آن برازش می‌شود، مشخص شود. در اکثر مطالعات تجربی معمولا از تابع ترانسلوگ یا تابع کاب داگلاس استفاده کرده اند. در این تحقیق به دلیل اینکه نتایج حاصل از تخمین با تابع تولید کاب داگلاس رضایت بخش تر از تابع تولید ترانسلوگ می باشد برای پیش بینی کارایی بانک ها در جذب سپرده از تابع کاب داگلاس استفاده خواهیم کرد. برای برآورد نیز از نرم افزار Stata.12 استفاده شده است. در تمامی مدل ها به جز ss84 و tre فرض

می شود که جمله ناکارایی دارای توزیع نیمه نرمال است. مدل ss84 فرض توزیعی خاصی ندارد و در مدل tre فرض می شود جمله ناکارایی دارای توزیع نمایی می باشد.

تمامی مدل ها با استفاده از روش های خطی سازی تکراری مورد برآورد قرار می گیرند. فرم تبعی مورد استفاده در تحقیق به شرح ذیل می باشد:

$$\mathrm{Ln\ Y_{it}} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{2} \beta_j\, lnX_{jit} + \beta_p D + \sum_{t=1383}^{1390} \beta_t\, dyear_t - \mathrm{U_{it}} + \mathrm{V_{it}} \qquad (۲۴)$$

کلیه متغیرهای اسمی تحقیق با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با در نظر گرفتن سال ۱۳۸۳ به عنوان سال پایه تعدیل شده اند، همچنین از شکل لگاریتمی متغیرها برای برآورد کارایی استفاده شده است.

زیرنویس های i و t ، به ترتیب بیانگر بانک i ام و سال t ام است؛ متغیر ستانده(Y) حجم سپرده های تجهیز شده است که از مجموع سپرده های دیداری، سپرده های پس انداز و قرض الحسنه و سپرده های سرمایه گذاری مدت دار بدست می آید.

علاوه بر نهاده های تولید، متغیر مجازی ($\mathrm{D_{it}}$) برای تبیین تفاوت عملکرد بانک های دولتی و خصوصی در جذب سپرده ها به کار گرفته شده است. اگر بانک خصوصی باشد این متغیر مقدار یک و اگر دولتی باشد مقدار صفر به خود می گیرد؛ برای بانک های جدیداً خصوصی شده نیز برای سال های بعد از خصوصی شدن یک در نظر گرفته شده است.[۳۱] هشت متغیر مجازی ($dyear$) نیز برای سال های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ برای درنظرگرفتن تغییرات فنی[۳۲] و تاثیر متغیرهای غیرقابل مشاهده بر مقدار محصول در طی دوره مورد نظر انتخاب شده اند[۳۳]. ضرایب β ها پارامترهای مجهولی هستند که بایستی برآورد شوند، $\mathrm{U_{it}}$ و $\mathrm{V_{it}}$ نیز جملات مربوط به ناکارایی و اجزاء اخلال تصادفی هستند که در بخش قبلی در هر مدل بصورت جداگانه تعریف شده اند.

جهت تشخیص عوامل موثر بر کارایی فنی از مدل بتیس و کوئلی(۱۹۹۵) bc95 استفاد می کنیم. $\mathrm{M_{it}}$ میانگین جمله ناکارایی است که تابعی از عوامل موثر بر ناکارایی درنظرگرفته می شود:

$$\mathrm{M_{it}} = \delta_0 + \delta_1 LnZ_{1it} + \delta_2 LnZ_{2it} + \delta_3 LnZ_{3it} + \delta_4 \mathrm{D_{it}} \qquad (۲۵)$$

که در آن Z_1، حجم دارایی کل بانک به عنوان معیاری از اندازه بانک، Z_2 تعداد شعبات بانک، Z_3 نسبت تعداد پرسنل با تحصیلات لیسانس و بالاتر به کل کارکنان و $\mathrm{D_{it}}$ متغیر مجازی بیانگر تاثیر نوع مالکیت خصوصی یا دولتی بر عدم کارایی است که مقدار آن برای بانک های خصوصی و غیردولتی یک و برای بانک های دولتی صفر در نظر گرفته شده است.

۵-۱- برآورد کارایی فنی

نتایج حاصل از تخمین ضرایب تابع تولید مرزی با دو مدل کارایی ثابت در زمان (ss84 و bc88) و چهار مدل کارایی متغیر در زمان (kumb90 و bc92 و bc95 و tre) در جدول ۱ ارایه شده است. همانگونه که در

بخش توصیف مدل ها تشریح شد، دو مدل اول (ss84 و bc88) از ابتدا کارایی را بصورت ثابت در طی زمان درنظر می گیرند و فرض می کنند که کارایی در طول زمان تغییری پیدا نمی کند. در دو مدل دوم (bc92 و kumb90) کارایی در طول زمان متغیر بوده و این فرض را میتوان مورد آزمون قرار داد. نتایج آزمون مذکور مشخص می کند که آیا کارایی در طول دوره ثابت یا متغیر است. به علاوه از مدل bc95 برای تعیین عوامل موثر بر کارایی بانک ها استفاده می شود. در مدل tre که معروف به مدل اثرات تصادفی صحیح است مقادیر کارایی پس از تفکیک اثرات ناهمگنی و عوامل غیر قابل مشاهده (که قبلا در جمله ناکارایی(u) مستتر بودند) مورد برآورد قرار می گیرند.

همانگونه که در جدول ۱ مشاهده می کنیم علامت متغیر دارایی های ثابت(X_1) در همه مدل ها نزدیک صفر برآورد شده و فقط در مدل BC95 این ضریب منفی و معنادار است. نهاده ی تعداد پرسنل(X_2) نیز در هر شش مدل از علامت مورد انتظار (مثبت) و معنادار برخوردار است.

ضرایب نهاده ی حجم سود پراخت شده به سپرده گذاران(X_3) در قالب الگوی ۲ نیز در همه مدل ها مثبت و معنادار برآورد شده است و مقدار آن همواره در بازه (۰,۱۵ تا ۰,۲۵) قرار می گیرد(نتایج برای صرفه جویی ارایه نشده اند). ضریب متغیر حجم تسهیلات(X_4) نیز دارای ضریب مثبت و معنادار در همه تصریحات (در قالب الگوی ۳) می باشد و مقدار ضریب این نهاده نیز همواره در بازه (۰,۰۳ تا ۰,۱۸) قرار گرفت (نتایج این تصریح نیز برای صرفه جویی ارایه نشده اند).

از آنجایی ضریب نهاده سرمایه ثابت در اکثر مدل ها نزدیک صفر و در مدل bc95 نیز منفی می باشد می توان نتیجه گرفت که افزایش این نهاده تاثیر مثبت و قابل توجهی بر جذب سپرده ها ندارد و مقدار این عامل در نزدیکی مرحله سوم منطقه اقتصادی تولید قرار دارد. علاوه بر معناداری و علامت ضرایب، نکته دیگر اندازه هر یک از ضرایب می باشد که در تحلیل نتایج از اهمیت زیادی برخوردار است؛ براین اساس ضریب β_2 که نشان دهنده میزان اثرگذاری تعداد نیروی کار بر حجم سپرده تجهیز شده است در هرسه الگو با ترکیب مختلف نهاده ها، همواره از ضریب بزرگتری برخوردار بوده است. لذا موثرترین عامل در جذب سپرده، عامل نیروی کار می باشد.

متغیر مجازی نوع مالکیت (D_{it}) در همه مدل ها معنادار و دارای مقدار مثبت است. لذا در سطح نهاده های موجود، بانک های خصوصی در مقایسه نسبی با بانک های دولتی بطور متوسط موفق به جذب منابع بیشتری شده اند.

متغیرهای مجازی (dyear) که بیانگر اثرات تغییرات تکنیکی و عوامل غیرقابل مشاهده هستند در همه مدل ها به جزء مدل BC95 (که ضرایب آنها در چند سال منفی و نیز بی معنی می باشد) دارای علامت مثبت و معنادار هستند. لذا شاهد بهبود سطح تکنولوژی نسبت به سال اول دوره بوده ایم. از آنجایی که در تابع کاب داگلاس، بازدهی نسبت به مقیاس برابر مجموع مقادیر کشش های تولید(ضرایب نهاده های تابع تولید) می باشد با دقت در نتایج برآوردها مشاهده می کنیم که در همه مدل ها مجموع ضرایب همواره

کوچکتر از یک است که این حاکی از وجود بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس در سیستم بانکداری کشور است.

جدول۱- نتایج تخمین ضرایب در هر یک از مدل های برآورد شده در الگوی اول

	ss84	bc88	kumb90	bc92	bc95	tre
دارایی ثابت(X1)	.0055 (.040)	.0026 (.038)	-.003 (.038)	.0004 (.038)	-.087** (.042)	.038 (.027)
تعداد پرسنل(X2)	.88* (.049)	.87* (.045)	.85* (.039)	.870* (.046)	.19** (.083)	.75* (.028)
D_{it}	.170* (.064)	.19* (.061)	.18* (.061)	.196* (.062)	- -	.16* (.046)
dyear1383	.23* (.068)	.24* (.064)	.48* (.101)	.25* (.067)	.094 (.079)	.127* (.046)
dyear1384	.47* (.071)	.47* (.067)	.80* (.118)	.49* (.075)	.18** (.082)	.38* (.057)
dyear1385	.544* (.070)	.55* (.066)	.89* (.119)	.58* .083	.19** (.082)	.48* (.050)
dyear1386	.471* (.072)	.47* (.067)	.82* (.120)	.51* (.095)	.041 (.085)	.35* (.051)
dyear1387	.270* (.073)	.27* (.068)	.62* (.121)	.31* (.106)	-.10 (.088)	.20* (052)
dyear1388	.35* (.074)	.35* (.069)	.71* (121)	.41* (.118)	-.079 (.092)	.26* (.049)
dyear1389	.45* (.073)	.45* (.068)	.80* (.121)	.51* (.130)	-.062 (.094)	.38* (.051)
dyear1390	.39* (.078)	.39* (.073)	.75* (.124)	.46* (.146)	-.10 (.097)	.334* (.053)
عرض از مبدأ	-2.19* (.382)	-.91** (.38)	-1.07* (.305)	-.87** (.380)	5.8* (.82)	-.93* (.213)
t			-0.63 (.657)			
t^2			-.28 (.38)			
η				-.0061 (.011)		
(lambda)λ			8.74		.122	2.27
(gamma) γ		.91		.91		
لگاریتم ML		30.10	31.35	30.24	28.22	36.53

توضیحات: علامت * معناداری در سطح ۱٪ و علامت ** معنادار در سطح ۵٪ را نشان میدهند. اعداد داخل پرانتز نیز بیانگر مقادیر انحراف معیار می باشند.

۵-۲- آزمون وجود ناکارایی و تخمین به روش حداکثر درستنمایی

پارامتر ناکارایی فنی γ[۳۴] به صورت $\gamma = \sigma_u^2/\sigma^2$ و $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ تعریف می شود، این مقدار همواره بین صفر و یک قرار دارد. مقدار γ نشان می دهد که تقریبا چه درصدی از انحرافات از مرز ناشی از ناکارایی فنی بوده است. مطابق نتایج حاصله در جدول ۲ مقدار γ در دو مدل bc88 و bc92 حدود۰.91 برآورد شده است که حاکی از آن است که در این دو مدل تغییرات ستانده(پس از کنترل متغیرهای توضیحی)به طور بسیار چشمگیری ناشی از آثار عدم کاراییU بوده و سهم خطای تصادفی V بسیار کوچک است[۳۵]. یعنی سهم خطاهای تصادفی که در کنترل مدیریت نیستند اثر بسیار ناچیزی بر جذب سپرده های بانکی دارد و این موضوع نشان می‌دهد که متغیرهای لحاظ شده در تابع تولید به میزان قابل توجهی توانسته است عوامل موثر را کنترل و خطاهای تصادفی را کاهش دهد. دیگر آماره مورد استفاده، آماره λ [۳۶] می باشد که به صورت $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$ محاسبه می گردد و نتایج مشابه ای را نشان می دهد.

به علاوه می توان فرضیه زیر را در خصوص معنی داری جز ناکارایی آزمون کرد:

H_0: $\sigma_u^2 = 0$
H_1: $\sigma_u^2 > 0$

فرضیه صفر مبنی بر این است که در خطای رگرسیون برآورد شده، هیچ گونه ترکیبات ناکارایی فنی وجود ندارد و در صورتی که فرض صفر معنادار باشد مدل مرزی تصادفی تبدیل به مدل حداقل مربعات معمولی با خطاهای نرمال می شود.

۵-۳- آزمون فرضیه در مورد اثر متغیر زمان، تغییرات فنی و تکنولوژی

به کمک متغیرهای برآورد شده می توان فرضیه هایی پیرامون اثرات متغیرهای زمان، تغییرات فنی و تکنولوژیکی و نحوه ی توزیع اثرات ناکارایی برفرایند تولید را مورد آزمون قرار داد.

مدل bc92 فرضیه $H_0: \eta = 0$ عدم تاثیر متغیر زمان بر کارایی را مورد آزمون قرار می دهد. همانطور که در جدول بالا مشاهده می شود در نتایج مدل bc92 مقدار برآورد شده برای η در حدود صفر می باشد یعنی مدل bc92 کارایی ثابت در طول زمان را تایید می کند و فرض عدم تاثیر گذاری زمان بر اثرات عدم کارایی در ایجاد سپرده ها رد نمی شود، یعنی کارایی بانک ها در طول دوره زمانی تحقیق تغییرات محسوسی نداشته است و با برابر صفر شدن مقدار η در مدل bc92 نتایج این مدل بسیار مشابه به نتایج مدل bc88 خواهد بود که از ابتدا با فرض کارایی ثابت در زمان و $\eta = 0$ برآورد شده است.

در مدل kumb90 نیز تصریح انعطاف پذیری برای جمله ناکارایی در نظر گرفته می شود که وابسته به مقادیر برآورد شده برای ضرایب b و c در تابع $\gamma(t) = (1 + \exp(bt + ct^2))^{-1}$ ، اندازه ناکارایی می تواند در طول زمان افزایش یا کاهش یابد و یا بی تغییر باشد، همان گونه که در جدول (۱) مشاهده می کنیم مقادیر منفی و البته غیرمعنادار برای این ضرایب برآورد شده که حاکی از عدم تاثیر زمان بر روند ناکارایی

است و این مدل نیز نتایج مدل هایی را که با فرض کارایی ثابت در طی زمان برآورد شده اند را تایید می کند.

۵-۴- مقایسه متوسط کارایی پیش بینی شده بانک ها

پس از تخمین مدل ها، بر اساس تابع تولید مرزی برآورد شده، میزان کارایی هر بانک تعیین می گردد. مقادیر کارایی در مدل ss84 و bc88 با استفاده از روش جاندرو و همکاران(۱۹۸۲) و در مدل های kumb90 ، bc92، bc95 و tre با استفاده از روش پیشنهادی بتیس و کوئلی(۱۹۸۸) محاسبه شده است.

در جدول ۲ خلاصه نتایج مربوط به مقادیر متوسط کارایی ۱۵ بانک کشور به تفکیک مدل ها نشان داده شده است. مشاهده می کنیم که مقادیر متوسط کارایی در 5 مدل اول بسیار مشابه بوده و در حدود۳۳ تا ۳۹ درصد برآورد شده است همچنین در مدل اثرات تصادفی صحیح (tre) متوسط کارایی بانک ها ۸۰ درصد برآورد شده است. بزرگترین مقدار کارایی برآورد شده برای یک بانک خاص (پارسیان) نیز دارای مقدار ۱۰۰ درصد می باشد که با استفاده از روش کارایی ثابت در زمان اشمیت و سیکلز(ss84) بدست آمده است. یعنی این بانک خاص در مقایسه نسبی با بانک های دیگر در تجهیز سپرده ها به صورت کاملا کارا عمل کرده است. در بین مدل ها، کمترین کارایی برآورد شده نیز با استفاده از مدل اثرات ناکارایی (bc95) ، ۱ درصد (برای بانک توسعه صادرات)برآورد شده است.

جدول ۲- متوسط کارایی انواع مدل ها

مدل ها	تعداد مشاهدات	متوسط کارایی	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
ss84	135	0.36	0.22	0.13	1
bc88	135	0.33	0.19	0.12	0.89
bc92	135	0.34	0.19	0.12	0.89
kumb90	135	0.37	0.2	0.12	0.96
bc95	135	0.39	0.32	0.01	0.99
tre	135	0.8	0.2	0.23	0.99

جدول ۳- همبستگی بین مقادیر کارایی بدست آمده

مدل ها	ss84	bc88	bc92	kumb90	bc95	tre
ss84	1					
bc88	0.99	1				
bc92	0.99	0.99	1			
kumb90	0.98	0.98	0.98	1		
bc95	-0.012	0.01	0.02	0.034	1	
tre	0.58	0.59	0.60	0.608	0.45	1

جدول ۳ شدت همبستگی کارایی ها را در ۶ مدل برآورد شده نشان می دهد. مقادیر همبستگی اندازه کارایی در مدل های مختلف دلالت بر همبستگی خیلی بالا در چهار مدل ابتدای جدول دارد. یعنی نتایج کارایی دو مدل kumb90 و bc92 دارای همبستگی خیلی زیاد با مدل های کارایی ثابت در زمان(ss84 و

bc88) می باشند و این تشابهات دور از انتظار نیستند زیرا که دو فرضیه کارایی ثابت در زمان $H_0: \eta = 0$ در مدل bc92 و $H_0: b_t = c_{t^2} = 0$ در مدل kumb90 ، در سطح 0.05 رد نشده اند و با عدم رد این فرضیه، مدل های bc92 و kumb90 تبدیل به مدل bc88 می شوند و نتایج بدست آمده، مدل های کارایی ثابت در زمان ss84 و bc88 را تائید می کنند.

بنابراین نتایج چهار مدل اول مبتنی بر این است که ناکارایی در طول دوره مورد بررسی برای بانک های کشور مستقل از زمان بوده است و این نتایج مشابه معیاری است که به وجود ناکارایی ثابت در زمان در پانل های کوتاه مدت و متوسط اشاره دارند.

نتایج مربوط به مدل های bc95 و tre با در نظر گرفتن تصریح کارایی متغیر در زمان حاصل شده اند. نتایج کارایی حاصل از مدل bc95 همبستگی پایین تری با نتایج سایر مدل ها دارد و این مدل از مقدار λ(lambda) کوچکتری نسبت به سایر مدل ها نیز برخوردار است که حاکی از وجود سهم عمده خطای تصادفی و اثرات عوامل غیر قابل مشاهده در جمله اخلال رگرسیون تابع تولید(e=u+v) می باشد. مقادیر کارایی بدست آمده از مدل tre نیز دارای همبستگی کمی با سایر مدل ها می باشد اما نسبت به bc95 هنوز نتایج نزدیکتری با سایر مدل ها دارد.

۵-۵- جداول اندازه و رتبه کارایی بانک ها

میانگین کارایی فنی بانک های کشور به ترتیب رتبه در جدول (۴) آمده است. بررسی کارایی فنی بدست آمده هر یک از بانک ها با مدل های مختلف حکایت از آن دارد که مقادیر کارایی بانک ها به فرض تغییر یا ثبات کارایی در طی زمان بستگی زیادی دارد. همانگونه که در قسمت قبل نیز بدان اشاره گردید نتایج دو مدل ss84 و bc88 (که با فرض کارایی ثابت در زمان بدست آمده اند) بسیار نزدیک به نتایج دو مدل kumb90 و bc92 مبتنی بر کارایی متغیر در زمان می باشند. در مدل bc88 برای بانک پارسیان متوسط کارایی۸۹٪ می باشد، این بدان معناست که مقدار ناکارایی این بانک در حدود ۱۱٪ می باشد؛ یعنی این بانک قادر است با افزایش کارایی و کم کردن نهاده های تولیدش به میزان ۱۱ درصد به همان سطح از ستانده های قبلی برسد. همچنین در این مدل ناکارآمدترین بانک، بانک توسعه صادرات با مقدار کارایی ۱۳ درصد می باشد که بیانگر عملکرد ضعیف آن در جذب سپرده ها است.

مشاهده می کنیم که عمدتاً در تمامی مدل ها بانک های توسعه صادرات و رفاه کارگران، کشاورزی و صنعت و معدن دارای کارایی فنی پایینی در جذب منابع بوده و بانک هایی از جمله پارسیان، اقتصاد نوین و سامان از کارایی و رتبه بالاتری برخوردارند. همچنین رتبه کارایی بانک های خصوصی عمدتا بالاتر از بانک های دولتی است و بانک های دارای رتبه پایین تر جدول نیز عمدتاً از بانک های تخصصی دولتی هستند.

جدول ۴- متوسط کارایی برآورد شده بانک ها(الگوی اول نهاده ها)

ترتیب کارایی	متوسط کارایی بانک ها به تفکیک مدل ها و به ترتیب رتبه									
	مدل ss84		مدل bc88		مدل kumb90		مدل bc92		مدل bc95		مدل tre	
1	پارسیان	1.00	پارسیان	0.89	پارسیان	0.95	پارسیان	0.89	ملی	0.96	پارسیان	1.00
2	اقتصادنوین	0.77	اقتصادنوین	0.69	اقتصادنوین	0.74	اقتصادنوین	0.68	صادرات	0.89	اقتصادنوین	0.99
3	سامان	0.47	سامان	0.42	سامان	0.46	سامان	0.42	ملت	0.81	مسکن	0.96
4	کارآفرین	0.40	کارآفرین	0.36	مسکن	0.39	کارآفرین	0.36	تجارت	0.72	ملت	0.95
5	مسکن	0.36	مسکن	0.34	کارآفرین	0.38	مسکن	0.35	سپه	0.45	ملی	0.95
6	ملت	0.33	ملت	0.32	ملت	0.37	ملت	0.32	پارسیان	0.45	سامان	0.94
7	ملی	0.30	ملی	0.29	ملی	0.34	ملی	0.30	کشاورزی	0.40	کارآفرین	0.90
8	سینا	0.30	تجارت	0.27	تجارت	0.31	تجارت	0.28	مسکن	0.36	تجارت	0.88
9	تجارت	0.28	سینا	0.27	سینا	0.29	سینا	0.27	اقتصادنوین	0.25	صادرات	0.86
10	صادرات	0.26	صادرات	0.25	صادرات	0.29	صادرات	0.25	رفاه کارگران	0.18	سپه	0.84
11	سپه	0.26	سپه	0.24	سپه	0.28	سپه	0.25	سامان	0.13	سینا	0.76
12	صنعت و معدن	0.24	صنعت و معدن	0.22	صنعت و معدن	0.24	صنعت و معدن	0.22	سینا	0.13	کشاورزی	0.68
13	کشاورزی	0.21	کشاورزی	0.20	کشاورزی	0.23	کشاورزی	0.21	کارآفرین	0.09	صنعت و معدن	0.57
14	رفاه کارگران	0.18	رفاه کارگران	0.17	رفاه کارگران	0.19	رفاه کارگران	0.17	صنعت و معدن	0.05	رفاه کارگران	0.55
15	توسعه صادرات	0.14	توسعه صادرات	0.13	توسعه صادرات	0.14	توسعه صادرات	0.13	توسعه صادرات	0.03	توسعه صادرات	0.31

متوسط حسابی کارایی فنی ۱۵ بانک نمونه کشور در طول ۹ سال با انتخاب ترکیب نهاده های متفاوت در جدول ۵ نشان داده شده است:

جدول ۵- متوسط کارایی سیستم بانکی کشور

متوسط کارایی فنی ۱۵ بانک کشور با ترکیب نهاده های مختلف						
مدل ها	**ss84**	**bc88**	**kumb90**	**bc92**	**bc95**	**tre**
الگوی اول (x1,x2)	0.36	0.33	0.37	0.34	0.39	0.80
الگوی دوم (x1,x2,x3)	0.46	0.46	0.47	0.46	0.51	0.80
الگوی سوم (x1,x2,x4)	0.39	0.37	0.39	0.37	0.41	0.82

در هر سه ترکیب نهاده ها، چهار مدل اول(bc92,kumb90,bc88,ss84) تقریبا مقادیر مشابهی را برای کارایی متوسط محاسبه کرده اند که همگرایی بین ضرایب و نتایج این مدل ها کاملا مشهود بوده است، بزرگترین کارایی متوسط برآورد شده نیز با مدلtre می باشد که در حدود ۸۰ درصد می باشد.

علی رغم متفاوت بودن کارایی متوسط پیش بینی شده صنعت بانکی کشور با ترکیبات مختلف نهاده ها، رتبه کارایی بانک ها و ضرایب نهاده ها با تغییرات کیفی زیادی مواجه نبوده اند.

۵-۶- نتایج مدل bc95

با توجه به خروجی مدل bc95، تابع تولید کاب داگلاس در این مدل بصورت ذیل برآورد شده است.

$$lny_{it} = 5.85 - 0.08\ lnX_{1it} + 0.19\ lnX_{2it} + 0.09d_{83} + 0.18d_{84} + 0.19d_{85} + 0.04\ d_{86} - 0.10\ d_{87} - 0.07d_{88} - 0.06\ d_{89} - 0.10\ d_{90} \quad (۲۶)$$

$$\bar{m}_{it} = 8.08 - 0.64\ lnz_{1it} - 0.35\ lnz_{2it} - 0.004lnz_{3it} - 1.07D_i \quad (۲۷)$$

S.E: (۰,۵۹) (۰,۰۴۹) (۰,۰۶۳) (۰,۰۸۱) (۰,۰۵۳)

بررسی نتایج حاصل از برآورد مذکور نشان می دهد که در این تابع تولید ضرایب هر دو نهاده از لحاظ آماری معنادار هستند، ضریب نهاده تعداد نیروی کار دارای مقدار مثبتی است اما ضریب نهاده سرمایه ثابت دارای علامت منفی (۰,۰۸-) است. لذا بنظر می رسد که عامل سرمایه و دارایی ها ی بانک ها در ناحیه سوم تولید قرار گرفته اند و توسعه آنها نسبت به نیروی کار کمکی به افزایش ستانده نمی کند. متغیرهای مجازی مربوط به زمان(سال) نیز در چهار سال اول تولید دارای مقادیر مثبتی می باشند که به معنای افزایش مقدار عرض از مبدأ و انتقال تابع تولید رو به بالا و ارتقای تکنولوژی در دوره تحقیق می باشد. در چهار سال بعدی از ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰ ضرایب مذکور کنفی هستند. البته این مقادیر فقط در سال های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ دارای بیشترین مقدار بوده و همچنین به لحاظ آماری معنادار بوده اند از طرفی متغیرهای بیانگر اندازه بانک، تعداد شعبات، نسبت کارکنان با تحصیلات لیسانس وبالاتر و متغیر مجازی مالکیت خصوصی در بررسی علل ناکارایی مورد بررسی قرار گرفته اند، عامل سطح تحصیلات کارکنان گرچه از علامت مورد انتظار برخوردار است ولی به لحاظ آماری معنادار نمی باشد. یعنی هرچه نسبت کارکنان لیسانس و بالاتر در بانک بیشتر باشد ناکارایی کمتر خواهد بود. همچنین نتایج نشان می دهد که هرچه اندازه اندازه بانک بزرگتر و تعداد شعبات بیشتر باشد مقدار ناکارایی کمتر خواهد بود. درنهایت بدلیل منفی بودن ضریب متغیر مجازی خصوصی بودن، بانک های خصوصی در مقایسه با بانک های دولتی از کارایی بیشتری برخوردارند و با حرکت بانک های دولتی به سمت خصوصی شدن کارایی آن ها افزایش خواهد یافت.

۶- خلاصه و نتیجه گیری

در این مطالعه به برآورد مقادیر کارایی فنی ۱۵ بانک دولتی و خصوصی کشور در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۲ مبتنی بر روش تحلیل مرزی تصادفی(SFA) در قالب دو دسته مدل های کارایی ثابت و متغیر در طی زمان پرداخته شده است. ابتدا دو مدل با خصوصیت کارایی ثابت در طی زمان شامل اشمیت و سیکلز(۱۹۸۴) و مدل بتیس و کوئلی (۱۹۸۸) برآورد و تحلیل گردید. سپس مدل های کامباکار (۱۹۹۰)، مدل کارایی نزولی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲)، مدل اثرات ناکارایی بتیس و کوئلی(۱۹۹۵) و مدل اثرات تصادفی صحیح گرین(۲۰۰۵) که دارای خصوصیت کارایی متغیر در طول زمان هستند مورد برآورد و ارزیابی قرار گرفتند.

برای انتخاب داده ها و ستانده بانک، نگرش ارزش افزوده مورد توجه قرار گرفت که انطباق بیشتری با شرایط بانک های کشور دارد، یعنی متغیر حجم سپرده ها به عنوان ستانده در ارزیابی کارایی بانک ها مورد توجه قرار گرفت. در این روش، بانکی از کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود که با توجه به سطح نهاده هایی که بکار می گیرد در جذب بیشتر سپرده ها موفق تر عمل کرده باشد. برای الگو سازی کارایی بانک ها از فرم تبعی تابع کاب داگلاس با متغیرهای مجازی برای در نظرگرفتن تغییرات تکنیکی، متغیر مجازی خصوصی بودن بانک و متغیرهای سرمایه ثابت و تعداد پرسنل به عنوان متغیرهای توضیحی در جذب سپرده ها (ستانده) استفاده شد. همچنین تمامی مدل ها دو بار دیگر با اضافه شدن جداگانه متغیرهای حجم سود و تسهیلات کل به نهاده های موجود (سرمایه ثابت و تعداد نیروی کار) مورد برآورد قرار گرفتند.

نتایج مدل هایی که کارایی را از لحاظ روند زمانی مورد بررسی قرار دادند نشان می دهد که کارایی بانک ها در طول دوره تحقیق تغییر نکرده و دارای روند ثابتی بوده است. در بین مقادیر ضرایب نهاده ها، همواره ضریب نهاده ی نیروی کار از مقدار عددی بزرگتری برخوردار بود که این نتیجه حاکی از اهمیت عامل نیروی کار در بین نهاده ها در امر جذب منابع می باشد. بنظر می رسد که نیروی کار یکی از مهمترین عوامل محدود کننده در افزایش ستانده و خدمات سیستم بانکی بحساب می آید. مثبت و معنادار بودن متغیرهای مجازی مربوط به سال در تابع تولید نیز نشان میدهد که تکنولوژی بانک ها در طول دوره تحقیق بهبود پیدا کرده است. نهاده های حجم سود و حجم تسهیلات نیز رابطه مثبتی با جذب سپرده داشتند. در ضمن اضافه کردن این متغیرها، رتبه بانک ها و ضرایب تابع تولید را دچار تغییرات محسوسی نکرده است.

مثبت بودن ضریب متغیر مجازی خصوصی بودن در تابع تولید دلالت بر آن دارد بانک های خصوصی از کارایی بیشتری در مقایسه با بانک های دولتی برخوردارند. همچنین مشاهده گردید که در تمامی مدل ها، بانک های توسعه صادرات و رفاه کارگران، کشاورزی و صنعت و معدن رتبه کارایی پایین تری داشته و بانک هایی از جمله پارسیان، اقتصاد نوین و سامان از کارایی و رتبه بالاتری برخوردارند. نتیجه مذکور نیز اهمیت خصوصی سازی را در ارتقای کارایی بانک ها مورد تاکید قرار می دهد.

برای بررسی عوامل موثر بر کارایی نیز متغیرهای اندازه بانک، تعداد شعبات، نسبت کارکنان با تحصیلات لیسانس وبالاتر و متغیر مجازی مالکیت خصوصی در بررسی علل ناکارایی مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان می دهد که هرچه اندازه بانک بزرگتر و تعداد شعبات آن بیشتر باشد، مقدار کارایی بالاتر خواهد بود. با حرکت بانک های دولتی به سمت خصوصی شدن، کارایی آن ها افزایش خواهد یافت. عامل سطح تحصیلات کارکنان نیز گرچه از علامت مورد انتظار برخوردار است ولی به لحاظ آماری معنادار نمی باشد. نتایج نشان میدهد که جذب بیش از حد افراد تحصیل کرده به سیستم بانکی کمک زیادی به افزایش کارایی آنها نکرده است و این عامل هم اکنون در منطقه سوم تولید یا نزدیک به آن قرار دارد. لذا توجه به دانش کاربردی (معطوف به نیاز شاغلین در بخش بانکی) اهمیت بیشتری نسبت به تحصیلات رسمی در افزایش کارایی سیستم بانکی دارد.

فهرست منابع

۱) امامی میبدی،علی(۱۳۷۹) ، اصول اندازه گیری کارایی و بهره وری (علمی و کاربردی)، موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی

۲) حسین زاده بحرینی(۱۳۸۷)، محمد حسین؛ علی اکبر ناجی میدانی، و فرشته چمانه گیر (۱۳۸۷). مقایسه کارایی اقتصادی بانک های خصوصی و دولتی در ایران با استفاده از روش تحلیل پوششی داده ها (DEA)

۳) ختایی، محمود و پژمان عابدی فر(۱۳۷۹)؛تخمین کارایی فنی صنعت بانکداری در ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، ۶، ۶۳-۸۴.

۴) طیبی کمیل ، محمد امیدنژاد و عباس مطهری نژاد، مقایسه کارایی بانک های خصوصی با بانک های دولتی به روش پارامتری. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران/سال سیزدهم/شماره ۴۱/زمستان ۱۳۸۸/صفحات ۱-۲۸

5) Aigner, D., K. Lovell and P. Schmidt. (1977). "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Function Models." Journal of Econometrics 6, 21–37.
6) Aigner, D. and Chu, S.: 1968,"On estimating the industry production function", American Economic Review 58, 826–839.
7) Allen N. Berger and David B. Humphrey(1992):"Measurement and Efficiency Issues in Commercial Banking, Output Measurement in the Service Sectors", University of Chicago Press, (p. 245 - 300).
8) Battese, G. and Coelli, T. (1995). "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data," Empirical Economics 20, 325–332.
9) Battese, G. and T. Coelli. (1992). "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India." Journal of Productivity Analysis 3(1), 153–169.
10) Battese, G., and T. Coelli. 1988." Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data." Journal of Econometrics 38:387-399.
11) Belotti Federico, Daidone Silvio, Ilardi Giuseppe and Atella Vincenzo (2012): "Stochastic frontier analysis using Stata", CEIS Tor Vergata, RESEARCH PAPER SERIES, Vol. 10, Issue 12, No. 251
12) Cornwell, C., P.schmidt, and R.sickless.1990."production frontiers with cross-sectional and time –series variation in efficiency levels".jounal of econometrics 46:185-200
13) Daniel Hollo and Marton Nagy ," Bank Efficiency in Enlarged European Union"
14) Greene , W. 2005b. "Fixed and Random effects in stochastic frontier models." Journal of Productivity Analysis 23: 7-32.
15) Jondrow, J., I. Materov, K. Lovell and P. Schmidt. (1982). "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model." Journal of Econometrics 19(2/3) 233–238
16) Kumbhakar, Subal C.,Lovell Knox C.A. (2005) "Stochastic Frontier Analysis" Cambridge University Press
17) Kumbhakar, S. (1990). "Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency." Journal of Econometrics, 46(1/2), 201–212.
18) Kumbhakar, S. and K. Lovell. (2000)" Stochastic Frontier Analysis". Cambridge: Cambridge University Press.

19) K. R. Shanmugam a & A. Das(۲۰۰٤), "Efficiency of Indian commercial banks during the reform period", Applied Financial Economics, 14:9, 681-686
20) Kumbhakar, S. C., S. Ghosh, and J. T. McGuckin. 1991." A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms". Journal of Business & Economic Statistics 9: 279-286.
21) Meeusen, W., and J. van den Broeck. 1977. "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed errors." International Economic Review 18(2): 435-444.
22) Pitt, M. and L. Lee. (1981). "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in IndonesianWeaving Industry." Journal of Development Economics 9, 43–64.
23) Reifschneider, D. and R. Stevenson (1991). "Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency." International Economic Review 32, 715-723.
24) Schmidt, P., and R. Sickles. 1984." Production frontiers and panel data." Journal of Business Economics and Statistics 2(4): 367-374.

یادداشت‌ها

1. Stochastic frontier Analysis
2. Koopmans
3. Debreu
4. Shephard
5. Farrel
6. Data Envelopment Analaysis (DEA)
7. Deterministic Frontier Function Approach (DFA)
8. Aigner and Chu
9. Aigner, Lovell , Schmidt
10. Formulation and estimation of stochastic frontier production models
11. Decision making unit(DMU)
12. Jondrow,Lovell,Schmidt
13. Pitt and Lee
14. Temporal paterns
15. Cornwell ,et al
16. Kumbhakar
17. Battise,Coelli
18. Cotfas
19. Han, et al
20. Greene
21. Lee
22. Beckers, Hammond
23. Temporal patterns
24. Time invariant
25. Data pooling
26. Battese and Coelli(1993)
27. True fixed and random effect models
28. True fixed effect
29. True random effect

۳۰. متغیرهای بیانگر فناوری اطلاعات مانند تعداد کارت های الکترونیکی صادر شده یا تعداد دستگاه خودپرداز و غیره نیز را می توان به عنوان نهاده در مدل وارد کرد اما بدلیل اینکه مقدار این متغیرها در سالهای اولیه دوره تحقیق صفر بوده، مورد استفاده قرار نگرفتند.

۳۱. متغیر مجازی D_{it} در مدل bc95 در قسمت عوامل توضیح دهنده ناکارایی وارد شده است.

32. Technical Change

۳۳. از آنجایی که همه مدل های برآورد شده دارای عرض از مبدأ می باشند لذا بدلیل عدم وجود همخطی بین متغیرهای مجازی سال با عرض از مبدأ ،۸ متغیر مجازی فنی برای ۹ سال در نظر گرفته ایم.

34. gamma

۳۵. اگر مقدار آماره گاما صفر باشد ،بدین معنی است که σ_u^2 صفر است و نیازي به وارد کردن جزء ناکارایي در الگو نیست.

36. Lambda