

دو مدل پیشنهادی جهت اندازه‌گیری کارایی فنی شرکت‌های بیمه

حسین کاظمی کسامی^۱

چکیده

پایین بودن سطح کارایی در سازمان‌های تولیدی و خدماتی از جمله مشکلاتی است که کشورهای در حال توسعه با آن مواجه هستند و صنعت بیمه به عنوان یک نهاد مالی و خدماتی نیز با وجود حساسیت نقش آن در اقتصاد ، از جمله نهادهایی است که از ناکارایی مزمن رنج می برد. از این رو در این مقاله دو مدل خطای ترکیب مرزی بتیس و کولی (۱۹۹۲) و مدل آثار ناکارایی فنی بتیس و کولی (۱۹۹۵) برای اندازه‌گیری کارایی فنی در این صنعت به کار برده شده است. با توجه به ساختار اقتصاد سنجی در هر دو مدل، درآمد حاصل از حق بیمه‌های دریافتی و سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌های بیمه‌ای به عنوان ستاده‌های این صنعت منظور گردیده‌اند. هر یک از ستاده‌های فوق تابع نهاده‌ایی است که مربوط به عملکرد چهار شرکت بیمه ایران، آسیا ، البرز و دانا^۲ در دوره زمانی ۱۳۷۱-۸۰ است. با توجه به تخمین توابع درآمد حق بیمه

۱. این مقاله با استفاده از یافته‌های پایان نامه کارشناسی ارشد نویسنده در رشته علوم اقتصادی نوشته شده است

۲. توضیح آن که در بخش نتایج نام شرکت‌ها به صورت الف، ب، پ، ت آورده شده است.

دریافتی و درآمد سرمایه‌گذاری در قالب هر یک از دو مدل پیشنهادی برای اندازه‌گیری کارایی فنی چنین نتیجه شده است که کارایی فنی برآورده شده در قالب مدل پیشنهادی اول برای تابع درآمد حق بیمه دریافتی و درآمد سرمایه‌گذاری به ترتیب $79/30$ و $58/51$ درصد بوده است.

در قالب مدل پیشنهادی دوم این مقادیر به ترتیب $81/71$ و $59/64$ درصد برآورده شده است. همچنین نتیجه شده است که با افزایش نسبت شعب مستقر در تهران، دارایی کل، نسبت حق بیمه‌زنندگی و نسبت حق بیمه غیرزنندگی و کارایی فنی افزایش یافته و با افزایش نیروی کار با تحصیلات حداقل لیسانس کارایی فنی کاهش می‌یابد.

وازگان کلیدی

کارایی فنی، مدل خطای ترکیب مرزی، مدل آثار ناکارایی فنی، صنعت بیمه، حق بیمه دریافتی، درآمد سرمایه‌گذاری، اقتصاد سنجی

مقدمه

ظهور صنعت بیمه در جهان قدمت نسبتاً زیادی دارد، در صورتی که در کشور ما سابقه‌ای چندان ندارد و کمتر از یک قرن از فعالیت‌های بیمه‌گری در ایران می‌گذرد. بیمه‌های بازرگانی ایران، با وجود اهمیت آنها در فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی کشور، هنوز به طور کل شناخته نشده‌اند. به طوری که ناآشنایی مردم با خدمات بیمه‌ای ارائه شده از سوی بیمه‌گران خدمات جبران ناپذیری بر امنیت اقتصادی معاملات داشته است. از سوی دیگر این امر اثر منفی بر سرمایه‌گذاری از محل حق بیمه‌های دریافتی داشته است.

اهمیت توجه به میزان توسعه یافتنگی صنعت بیمه کشور از آن جهت اهمیت دارد که توسعه اقتصادی در هر جامعه‌ای رابطه تنگاتنگی با افزایش کارایی در تمامی

سطوح فعالیت‌های اقتصادی آن کشور دارد. اما کارایی نامطلوب صنعت بیمه کشور نه تنها کیفیت سطوح زندگی را کاهش می‌دهد بلکه مانع بهبود کارایی در بخش‌های اقتصادی دیگر نیز می‌گردد و این به معنای عدم دستیابی به اهداف توسعه اقتصادی کشور است. اگر چه بررسی روند شاخص‌هایی نظیر ضریب نفوذ بیمه، حق بیمه کسب شده در کل صنعت، حق بیمه سرانه و سهم سرمایه‌گذاری‌ها از کل دارایی، درجه توسعه‌یافتنگی صنعت بیمه را مشخص می‌نماید، اما این سوال مطرح می‌شود که شرکت‌های بیمه‌ای موجود در کشور تا چه اندازه از منابع در دسترس خود به صورت کارا استفاده می‌کنند. به عبارت دیگر، اگر چه دخالت دولت، روند رشد متغیرهای کلان اقتصادی و یا حتی موانع فرهنگی بر درجه توسعه‌یافتنگی بازارهای بیمه‌ای کشور مؤثر است، اما نحوه عملکرد خود شرکت‌های بیمه‌ای در استفاده بهینه از منابع در اختیار آنها از دیگر عوامل مؤثر بر توسعه بازارهای بیمه و افزایش کارایی آنها محسوب می‌گردد.

این مقاله به مسائل فرهنگی مربوط به عدم شناخت صحیح مردم از فعالیت‌های بیمه‌ای اشاره نمی‌کند، اما در عوض سعی در شناسایی عوامل مؤثر بر کارایی شرکت‌های بیمه دارد که از جانب خود شرکت‌های بیمه قابل کنترل است. لذا این مقاله به دنبال پاسخگویی به این سوال‌ها است که آیا شرکت‌های بیمه در ایران توان افزایش حق بیمه‌های دریافتی در سطوح نهاده‌های مشخص را دارند؟

همچنین درجهت حفظ منافع سهامداران و بیمه‌گذاران از محل سرمایه‌گذاری‌های خود چه میزان درآمد کسب نموده‌اند؟

به نظر می‌رسد که صنعت بیمه کشور با استفاده از نهاده‌های موجود نمی‌تواند حداقل ستداده را داشته باشد. ما به التفاوت ستداده بالقوه و ستداده بالفعل ناکارایی فنی

است. ادعا می شود که کارایی فنی شرکت های بیمه ایران با فرض ثابت بودن سطح نهاده ها، قابل افزایش خواهد بود. برای محاسبه ناکارایی شرکت های بیمه ایران درآمد حق بیمه دریافتی و درآمد سرمایه گذاری به عنوان دو ستاده اصلی لحاظ می گردند و برای هر یک از آن دو تابع تبدیل لگاریتمی^۱ متشکل از نهاده های مؤثر بر هر یک به روش حداقل درستنمایی^۲ برآورد می گردد.

متدولوژی تحقیق

کارایی فنی در اقتصاد به معنای تولید حداقل ستاده ممکن با استفاده از سطح معین نهاده در تکنولوژی معین است.

این مفهوم برای جوامعی که با کمبود نهاده ها و تکنولوژی قدیمی مواجه هستند، حائز اهمیت است به طوری که استفاده کارا از منابع موجود برای چنین جوامعی حیاتی است.

قبل از پیدایش روش های مرزی از روش حداقل مربعات معمولی^۳ برای تخمین تابع تولید و در نتیجه کارایی فنی استفاده می شد در صورتی که این روش تنها رابطه ای متوسط بین سطوح نهاده ها و محصول را بیان می نمود.

فارل^۴ در سال ۱۹۵۷ پیشنهاد کرد که مناسب تر است عملکرد یک بنگاه یا عملکرد بهترین بنگاه های موجود در آن صنعت مورد مقایسه قرار گیرد. در واقع تشخیص کارایی متوسط به تعریف و مقایسه با یک حد مطلوب است و مبنای تعریف چنین حد مطلوبی گاه حداقل توان بالقوه و گاه حداقل توان مشاهده شده بنگاه (بالفعل)

۱. Trans log

۲. Maximum Likelihood

۳. OLS

۴. Farrell

است. مفهوم «مرز تولید» هم در جهت تبیین این حد استاندارد پذید آمده است. وی بیان کرد که کارایی یک بنگاه از دو جزء تشکیل می‌شود: کارایی فنی که توان بنگاه در دستیابی به حداکثر سtanده با استفاده از مقدار مشخص نهاده را نشان می‌دهد و کارایی تخصصی که توان بنگاه را در به کارگیری ترکیب بهینه نهاده‌ها با توجه به قیمت‌های مربوطه نشان می‌دهد. ترکیب این دو کارایی را نیز کارایی اقتصادی کل نامید.

در مطالعات تجربی، کارایی فنی بیشتر از کارایی تخصصی موردارزیابی فرار می‌گیرد زیرا در محاسبه کارایی فنی به اطلاعات قیمتی درباره عوامل تولید و محصول، که عموماً غیرقابل دسترسی یا غیرقابل انکا هستند، نیاز نمی‌باشد. باید یاد آور شد که کارایی فنی را می‌توان از طریق حداقل سازی میزان استفاده از عوامل تولید در سطح معینی از محصول و یا با حداکثر سازی محصول در سطح معینی از نهاده‌ها^۱ و عوامل تولید حاصل نمود.

قبل از روش تشریح به دو روش اساسی اندازه گیری کارایی که سبب بروز ناکارایی در بنگاه‌های یک صنعت می‌شود به اجمال اشاره خواهد شد.

۱. ناهمانگی محصولات: برخلاف تئوری‌های اقتصادی، بازار به معنای رقابت کامل به ندرت وجود دارد و دلیل آن به سبب وجود عواملی است که موجب ناهمانگی در محصولات می‌گردد. ارائه نامهای تجاری، ارائه تسهیلات به مشتریان و خدمات پس از فروش از جمله مواردی است که محصولات را ناهمگن می‌سازد.

۲. ناهمانگی نهاده‌ها: دو عامل اصلی تولید که برای بنگاه‌های اقتصادی همگن نیست کیفیت نیروی کار و سرمایه است. اگر بنگاه در برابر شوک‌های اقتصادی سریع‌تر بتواند خود را تعدیل کند به نسبت کارایی بیشتری خواهد داشت. به عنوان مثال، بنگاهی که همواره مقداری از ظرفیت بالقوه سرمایه خود را بدون استفاده قرارداده باشد در برابر افزایش میزان تقاضای کالا می‌تواند کمبود عرضه بازار را

پوشش دهد و از رقبای خود پیشی بگیرد. یک استراتژی کارا تولید در ظرفیتی را پیشنهاد می نماید که نوسانات آماری با فرایند تولید را در نظر داشته باشد.

۳. **مکان جغرافیایی:** دوری و یا نزدیکی به بازارهای عوامل تولید و محصول از دیگر عوامل پیدایش ناکارایی است. به طوری که نزدیکی به این دو بازار سبب افزایش کارایی خواهد گردید. از طرف دیگر نزدیکی به بازار محصول سبب می گردد که بنگاهها از تغییر سلیقه مصرف کنندگان زودتر آگاه شوند و استراتژی فروش خود را سریع تر نمایند.

۴. **صرفهای بیرونی:** هر چقدر بنگاههای تولیدی از امکانات دولتی مهبا شده و زیربنایهای عمومی بیشتر بتوانند بهره ببرند به همان نسبت بر کارایی آنها افزوده خواهد شد. زیرا این عوامل سبب صرفه جویی در هزینه های بنگاه می گردد.

۵. **نرخ تعديل بنگاه:** در ادبیات علم اقتصاد، پذیرفتن ریسک بالاتر به معنای کارایی بیشتر است. از طرف دیگر انسان عاقل همواره باید مقدار بیشتر را بر کمتر ترجیح دهد. اما شواهد تجربی موجود با این اصول اقتصادی همخوانی ندارد به طوری که بنگاههایی در یک صنعت یافت می شوند که ترجیح می دهند در فضایی کار کنند که فشار برای تغییرات در آن محدود باشد و هیچگونه تلاشی برای کسب فرصت ها انجام نمی دهند. این گروه تولیدکنندگان که اصطلاحاً ریسک گریز^۱ خوانده می شوند از بنگاههای دیگر صنعت که ریسک پذیر^۲ هستند کارایی کمتری خواهند داشت.

روش های اندازه گیری کارایی

به طور کلی دو روش عمدۀ در اندازه گیری کارایی وجود دارد: روش های پارامتری و روش های ناپارامتری . اساس کار روش های پارامتری بر برآورد تابع تولید، هزینه،

۱. Sleeper

۲. Threuster

درآمد و یا سود، استوار است و به کمک روش‌های اقتصاد سنجی و آماری پارامترهای آن قابل آزمون است. اما در روش‌های ناپارامتری به این صورت نیست و عموماً از تکنیک‌های برنامه‌ریزی برای برآورد کارایی استفاده می‌گردد.

با وجود این که تکنیک برنامه‌ریزی با استقبال پژوهشگران مواجه شده است اما این الگو نارسانی‌هایی نیز دارد. اولاً این الگو متکی به عملکرد بالفعل و تحقق یافته و نه امکانات بالقوه بنگاه‌است. بدین معنا که امکان دارد در یک صنعت تمامی بنگاه‌ها به طور ناکارا عمل کنند درصورتی که درتکنیک برنامه‌ریزی خطی چون ملاک بررسی کارایی عملکردهای بالفعل بنگاه‌است کارایی اقتصادی صدرصد برای بنگاه‌ها دور از انتظار نیست. ثانیاً تکنیک برنامه‌ریزی خطی یک الگوی ناپارامتریک است و تعاریفی صریح و پارامتری از تابع تولید را لحاظ نمی‌کند. مدل‌های ناپارامتری هیچ مدل رفتاری برای بیان و تشخیص رفتارهای تولیدی بنگاه نداشته و قادر نیستند فرایند طی شده در بنگاه در مورد تبدیل نهاده‌ها به محصول را توضیح دهند. در روش‌های پارامتری جزء ناکارایی به صورت جمله خطای مرکب در نظر گرفته می‌شود. به طوری که این جزو از یک جمله تصادفی و یک جمله خطای یک طرفه که بیانگر ناکارایی است تشکیل شده است. در تخمین توابع مرزی سه مرحله طی می‌شود:

مرحله اول: در تخمین توابع مرزی لازم است در ابتدا نوع تابع که داده‌ها بر آن برآش می‌شوند مشخص گردد. از طرفی باید توجه داشت که هر چه ساختار مدل مناسب‌تر باشد تخمین‌های حاصل شده بهتر خواهد بود.

مرحله دوم: در اقتصادسنجی به طور معمول توابع دارای جمله خطای نرمال دو طرفه بوده که با استفاده از روش‌هایی نظیر OLS قابل برآورد می‌باشند. اما در مورد توابع مرزی تصادفی این چنین نیست و برآورد معادله مرزی تصادفی به راحتی صورت نمی‌پذیرد زیرا در این توابع با خطای ترکیبی مواجه بوده و جمله خطای

ترکیبی از جمله اختلال نرمال دو طرفه و یک جمله یک طرفه ناکارایی فنی می‌باشد که می‌بایست شکل این توزیع مشخص گردد. پس از مشخص شدن نوع توزیع جزء ناکارایی تخمین مدل به روش حداقل درستنمایی انجام می‌پذیرد.

مرحله سوم: پس از اندازه‌گیری عدم کارایی بنگاهها می‌توان دلایل عدم کارایی بنگاهها را مورد آزمون قرار داد. دلایل ناکارایی به کمک رگرسیون آثار ناکارایی بر روی بردار عواملی مانند میزان تحصیلات پرسنل نوع مالکیت، سرمایه مالی و ... به دست می‌آید و با تحلیل اقتصاد سنجی میزان تأثیر هر عامل مشخص خواهد شد.

تابع تولید مرزی تصادفی

تابع تولید مرزی با استفاده از حداقل مقدار تولید بنگاه‌های مختلف که در آن صنعت خاص فعالیت می‌کنند تخمین زده می‌شود. ایده اصلی در تمامی روش‌های برآورده کارایی آن است که ابتدا تابع مرزی تخمین زده می‌شود و سپس مقدار این تابع به ازای نهاده‌های هر بنگاه محاسبه شده و بدین ترتیب میزان تولید مرزی برای هر بنگاه به دست می‌آید با تقسیم عملکرد واقعی هر بنگاه به مقدار حاصل شده، اندازه کارایی هر بنگاه خاص بحسب مقدار ایجاد. در حالت خاص ممکن است مقدار تولید واقعی بنگاه خاص با مقدار تولید مرزی آن برابر باشد که به چنین بنگاهی از لحاظ فنی بنگاه کارا اطلاق می‌شود. استفاده از مدل‌های مرزی به دلایل زیر به طور گسترده در حال افزایش است:

۱. ماهیت این مدل‌ها مطابق با اصول تئوری‌های اقتصادی رفتار بهینه است.
۲. انحراف از تابع مرزی معیاری برای سنجش کارایی است به طوری که واحدهای اقتصادی اهداف فنی و رفتاریشان را باتوجه به آن تابع مرزی تنظیم می‌کنند.
۳. اطلاعات مربوط به ساختار تابع مرزی و کارایی فنی واحدهای اقتصادی، کاربردهای سیاستی دارد.

در مدل‌های مرزی تصادفی علت تفاوت بین تولید واقعی و تولید مرزی همزمان با عدم کارایی فنی و عامل تصادفی بیان می‌گردد. بدین معنا که اگر بنگاهی کمتر از تولید مرزی عملکرد داشته باشد، بخشی از آن به دلیل عدم کارایی فنی و بخشی دیگر به دلیل عامل تصادف خواهد بود و اگر بنگاهی بالاتر از تابع تولید مرزی عمل کند، دلیلی جز وجود عامل تصادف نخواهد داشت. برتری مدل‌های مرزی تصادفی بر به مدل‌های معمول اقتصادستجی در این است که در برآشش تابع، نقاط متوسط را در نظر نمی‌گیرد بلکه نقاط مرزی و سرحدی را الحاظ می‌کند.

ساختار اساسی مدل تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر است:

$$Y = \beta X + V - U$$

$$V \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$U \sim N(0, \sigma_u^2) \quad U = |U|$$

بهطوری که در مدل فوق Y محصول بنگاه، X بردار نهاده‌ها، β بردار پارامترها، U آثار عدم کارایی و V جزء اختلال^۱ است که به علت وجود عوامل تصادفی خارج از کنترل بنگاه است.

ارائه مدل‌های پیشنهادی اندازه‌گیری کارایی فنی

الگوی اول: مدل خطای ترکیب بتیس و کولی (۱۹۹۲)^۲

بتیس و کولی تابع تولیدی مرزی تصادفی را پیشنهاد نمودند که قابلیت به کارگیری داده‌های تلفیقی را داشت. آثار ناکارایی بنگاه، متغیری با توزیع نرمال منقطع است و قابلیت تغییر سیستماتیک آن در طول زمان مشاهده می‌شود. این مدل به صورت زیر مشخص می‌گردد:

۱. White noise

۲. Error component model

$$Y_{it} = X_{it}\beta + (V_{it} - U_{it}) \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

$$U_{it} = \{U_i \exp(-\eta(t-T))\} \quad U_{it} \sim N(\mu, \sigma^2_v)$$

که در آن:

Y_{it} تولید بنگاه آم در دوره زمانی t ام
 X_{it} بردار k ستونی مقادیر نهاده های بنگاه آم در دوره زمانی t ام
 V_{it} متغیرهای تصادفی جزء اختلال با توزیع $N(0, \sigma^2_v)$ است
 U_{it} متغیرهای تصادفی غیرمنفی و مستقل از V_{it} است و بیانگر ناکارایی فنی در تابع تولید و دارای توزیع نرمال منقطع در صفر است.
 ۶ و β پارامترهایی برای تخمین هستند.

از خصوصیات این مدل این است که با داده های تلفیقی نامتوافق ^۱ نیز قابل برآورد است. یادآوری می شود که چون این الگو آثار ناکارایی را متغیر طی زمان در نظر می گیرد، لذا تنها از داده های سری زمانی یا تلفیقی می توان استفاده نمود. به عبارت دیگر، در هر دوره زمانی و در هر مقطع می بایست حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد.

الگوی دوم: مدل اثر ناکارایی فنی بتیس و کولی (1995)^۲

در بررسی ادبیات اندازه گیری کارایی، مطالعاتی در زمینه تعریف آثار ناکارایی نظیر کارهای پیت و لی (1981) وجود دارد که از یک روش دو مرحله ای استفاده کرده اند بدین صورت که در مرحله اول تحلیل الگو، تابع تولید مرزی تصادفی تخمین زده می شود و سطوح ناکارایی بنگاهها مشخص می گردد و در مرحله دوم تحلیل، اثر متغیرهای مربوط به مشخصات بنگاه نظری تجربیات مدیریتی، نوع مالکیت، میزان دارایی، بر میزان ناکارایی هر بنگاه اندازه گرفته می شود. اما عمل تخمین دو مرحله ای

۱. Unbalanced panel data

۲. Technical inefficiency effect

بر مبنای فرض نادرست اقتصادسنجی استوار است. زیرا در مرحله اول برآورده جزء خطای یک طرفه که معرف ناکارایی است مستقل از مشاهدات در نظر گرفته می شد و در مرحله دوم این فرض نقض می شود. لذا سعی شد که روشی یک مرحله‌ای برای بررسی آثار ناکارایی ارائه گردد. لذا مدل‌های مرزی تصادفی پیشنهاد شد که در آن جزء ناکارایی به طور صریح تابعی از بردار مشخصه‌های هر بازه‌ی امتحان تعریف می‌گشت و خود شامل یک جزء تصادفی بود.

بیس و کولی (۱۹۹۵) الگوی زیر را برای برآورد این چنین مدلی ارائه نمودند:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + (V_{it} - U_{it}) \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T$$

به طوری که: Y_{it} و X_{it} و β و V_{it} قبل از تعریف شده‌اند. U_{it} متغیرهای تصادفی غیر منفی و مستقل از V_{it} که بیانگر ناکارایی فنی تابع تولید و دارای توزیع نرمال منقطع در صفر و میانگین m_{it} است.

$$U_{it} = Z_{it}\delta + w_{it}$$

$$U_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2)$$

$$m_{it} = Z_{it}\delta$$

که در آن: Z_{it} برداری P سطری از متغیرهای ویژه بنگاه است که در طول زمان تغییر نمی‌کنند. δ برداری p ستونی از پارامترهایی است که می‌بایست تخمین زده شود.

باید ذکر شود که دو مدل ارائه شده هیچ نقطه اشتراکی با هم ندارند و اینگونه نیست که تحمیل قیودی به یکی از آنها، مدل دیگر را حاصل نماید. به عبارت دیگر این دو مدل از یک گروه نمی‌باشند.

برای برآورد توابع تولیدی با مشخصات فوق از نرم افزار^۱ FRONTIER استفاده

می گردد. این نرم افزار که به دست تیم کولی در دانشگاه نیوانگلند طراحی شده است، برای تخمین پارامترهای تابع تولید (هزینه) تصادفی باروش حداکثر درست نمایی تهیه شده است. این برنامه کارایی فنی هر بنگاه را با استفاده از توابع تولید (هزینه) مرزی تخمین زده شده پیش بینی می کند. همچنین روش حداکثر درست نمایی به بنگاه های کارا اجازه می دهد که در تعیین مرز تولید (هزینه) نقش بیشتری داشته باشند تا از اشکال ساختاری روش حداقل مربعات معمولی که به مشاهدات دورافتاده وزن یکسان می دهد، بکاهد. این برنامه قابلیت تخمین سیستم های معادلات را ندارد.

ماهیت داده و ستاده در صنعت بیمه

اگرچه شناخت ماهیت دقیق داده ها و ستاده ها در یک صنعت، اساس موفقیت تحلیل کارایی را تشکیل می دهد، اما در موسسات خدماتی این امر مشکل برانگیز است زیرا برخی از کالاها و خدمات واسطه ای^۱ این صنایع ماهیت دوگانه دارند به طوری که هم داده و هم ستاده می توانند محسوب گردند.

برای موسسات خدمات مالی نظیر بیمه و بانک نیز ماهیت داده و ستاده ناملموس است و از این رواندازه گیری و کنترل آن مشکل ساز می باشد، لذا اقتصاددانان همواره در ارائه یک تعریف استاندارد درباره نهاده ها و ستاده ها در فعالیت های خدمات مالی اتفاق نظر ندارند. این مساله در مورد صنعت بیمه نیز اجتناب ناپذیر است. همچنین در اکثر موارد چون آمار مربوط به داده و ستاده بطور کامل در دسترس نیست کوشش می شود که نماینده^۲ مناسبی برای آنان تعریف گردد. برای شناخت ستاده صنعت بیمه و معرفی نماینده مناسبی بجای آن در ابتدا می بایست به بررسی خدماتی پرداخت که توسط بیمه گر ارائه می گردد، می شود.

۱. Intermediate Goods & Services

۲. Proxy

در بخش سرویس‌های مالی سه دیدگاه اساسی در ارائه اندازه‌گیری ستاده وجود دارد:

۱. نگرش واسطه‌ای^۱ ۲. نگرش هزینه^۲ ۳. نگرش ارزش افزوده^۳

نگرش واسطه‌ای مؤسسات خدمات مالی را صرفاً واسطه‌های مالی می‌داند و نه بیشتر. بدین صورت که آنان ذخایر مالی را از یک مجموعه تصمیم‌گیرنده دریافت می‌کنند و آن بدھی را به منزله دارایی تلقی می‌کنند و سپس آن را قرض می‌دهند. این مؤسسات در برابر پوشش ارزش زمانی منابع استقراضی نرخ بهره پرداخت می‌کنند و از وام‌گیرندگان نرخ بهره اخذ می‌نمایند و از ما به التفاوت این دو نرخ بهره به فعالیت خود ادامه می‌دهند.

این نگرش برای استفاده در صنعت بیمه نامناسب است. زیرا شرکت‌های بیمه‌ای در کنار فعالیت‌های واسطه‌ای خدمات ارزنده دیگری نیز ارائه می‌دهند.

نگرش هزینه مشخص می‌کند که آیا نتیجه‌یک فعالیت مالی توانسته بردرآمد مؤسسه مالی اثر بگذارد یا خیر. بدین صورت که اگر بازگشت مالی یک دارایی از هزینه فرصت آن دارایی بیشتر باشد و یا اگر هزینه مالی یک بدھی از هزینه فرصت آن کمتر باشد، در این صورت آن فعالیت مالی یک ستاده مالی محسوب می‌شود. در غیر این صورت آن فعالیت مالی نهاده مؤسسه مالی محسوب می‌گردد. اما این روش ماهیتی تثویریک دارد به دلیل این که به راحتی نمی‌توان قیمت فعالیت‌های مالی مؤسسه را مشخص کرد، همچنین هزینه فرصت نیز به راحتی برآورد نمی‌شود.

در نگرش ارزش افزوده تمامی گروه‌های دارایی و بدھی به داشتن مشخصه‌های ستاده مفروض می‌باشند. در این روش به جای این که بین داده و ستاده فرق قابل

۱. Asset or Intermediation

۲. User - Cost

۳. Value-Added

شود فرض می کند که تمامی گروههای دارایی و بدھی مؤسسه مالی مشخصه های یک ستاده را دارند. بدین صورت که هر گروهی که ارزش افزوده معنی داری ایجاد کند یک ستاده مالی اصلی محسوب می شود و بقیه گروههای غیر مهم به صورت ستاده های فرعی، فعالیت های واسطه ای و یا نهاده ها شناخته می شوند.

این نگرش به طور گسترده در مطالعات مربوط به کارایی صنعت بیمه به کار می رود. با توجه به نگرش ارزش افزوده در اندازه گیری ستاده موسسات مالی، بیمه گر سه نوع خدمت عمدۀ را عرضه می نماید:

الف) یک کاسه کردن خطر و تحمل خطر^۱

بیمه گران مکانیسمی را فراهم نموده اند که به وسیله آن پیشامدهای احتمالی قابل بیمه شدن، تجزیه و تحلیل می شوند. در این مکانیزم بیمه نامه های فروخته شده به مصرف کنندگان و تجار به گونه ای عرضه شده است که پوشش ریسک آنها در حداقل بماند و این کار نیز با گستردن دامنه فعالیت و تنوع در حق بیمه ها میسر شده است. ضرب المثل انگلیسی «همه تخم مرغها را در یک سبد نگذارید» اشاره به مفهومی دارد که از جانب شرکت های بیمه ای رعایت می گردد. از طرف دیگر اگر بیمه گزاران یک شرکت بیمه از سهامداران آن نیز باشند (بیمه های تعاقنی) خطری که همواره بیمه گر را تهدید می کند مجدداً کاسته می گردد. زیرا بیمه گزاران، سهامداران شرکت هستند.

ب) خدمات مالی واقعی در ارتباط با خسارت های بیمه شده^۲

بیمه گران انواع متعددی از خدمات واقعی را به بیمه گزاران عرضه می کنند. در بیمه های زندگی این خدمات شامل برنامه های مالی و مشورت با افراد بیمه گزار درباره حقوق بازنشستگی و نظارت بر برنامه های سوددهی تجاری آنان است. در بیمه های

۱. Risk pooling and Risk Bearing

۲. Real Functional Services

مسئلیت این خدمات شامل بررسی ریسک موجود فعالیت و توصیه برای قرار نگرفتن در معرض آن می‌باشد. همچنین طراحی برنامه‌ای برای پوشش آن خطر و خطرهای موجود دیگر از قبیل ارائه راهکارهایی درجهت کاهش صدمات و آسیب‌های مربوط به نیروی کار از جمله این خدمات است. باستان قرارداد بین بیمه‌گر و بیمه‌گزار، بیمه‌گزار می‌تواند از مزیت‌های جانبی قرارداد بیمه‌مانند تجربه‌گستردگی بیمه‌گر و استفاده از کارشناسان متخصص برای کاهش هزینه‌های خود در حوزه خطرهای بیمه شده بهره‌مند شود.

ج) فعالیت‌های واسطه‌ای^۱

بیمه‌گران حق بیمه‌های دریافتی را تا زمانی که لزومی به پرداخت خسارت نباشد و یا بیمه‌گزاران زندگی نخواهند حق بیمه‌های مستمری پرداختی خود را باز خرید کنند، سرمایه‌گذاری می‌کنند. وجه قرض گرفته شده از بیمه‌گزاران در هله اول در بازار اوراق بهادار سرمایه‌گذاری می‌شوند. حاشیه نرخ بهرهٔ خالص بین نرخ بازگشت درآمد بر روی دارایی‌ها و نرخ اعتباری که از بیمه‌گزاران گرفته شده است، بیانگر ارزش افزوده فعالیت واسطه‌ای است.

با توجه به سرویس‌های فوق که توسط بیمه‌گر ارائه می‌شود می‌بایست ستادهٔ صنعت بیمه را به گونه‌ای تعریف نمود که هر سه خدمت فوق را شامل گردد.^۲ نکته‌دیگری که می‌بایست ذکر شود این است که برخلاف مطالعات کارایی موسسات غیرمالی، که ستاده آنها به صورت عددی^۳ است در مؤسسات مالی ستاده بر مبنای ارزشی^۴ اندازه‌گیری می‌شود. زیرا تنها در این صورت است که می‌توان خدمات

^۱. Intermediation

^۲. Cummins.D.(۱۹۹۸),P.۲۳

^۳. Unit-Based

^۴. Value-Based

ارائه شده مؤسسات مالی را اندازه‌گیری نمود.^۱ با توجه به توضیحات فوق توافقی برای به کار گیری متغیر مناسبی برای اندازه‌گیری ستاده صنعت بیمه وجود ندارد. اما اکثر مطالعات تجربی در این زمینه درآمد حق بیمه را برای اندازه‌گیری ستاده مورد توجه قرار داده‌اند و همان‌طور که شرح داده شد منظور از درآمد حق بیمه حاصل ضرب قیمت در تعداد حق بیمه‌های فروش رفته است. این مورد که درآمد حق بیمه به صورت خالص یا ناخالص، حق بیمه دریافتی یا حق بیمه عاید شده و یا با احتساب حق بیمه‌های انتکابی منظور گردد، بسته به نوع تحقیق و اهداف مورد نظر متفاوت است.

همچنین مطالعاتی نیز وجود دارد که ارزش خسارت‌های پرداختی را به جای حق بیمه دریافتی ملاک اندازه‌گیری ستاده قرار داده‌اند^۲ درک این موضوع که مدیران شرکت‌های بیمه به چه دلیل خواهان افزایش ارزش خسارت پرداختی هستند مشکل به نظر می‌رسد، به طوری که این امر درکنار اصل تعریف ویژگی ستاده که می‌بایست بیشتر بر کمتر ترجیح داده شود منطقی به نظر نمی‌رسد. دسته‌ای دیگر از مطالعات ارزش خسارت‌ها را یک نهاده تولید منظور نموده‌اند و با توجه به شکاف موجود بین خسارت پرداختی و حق بیمه دریافتی آنرا با وقفه وارد مدل نموده‌اند. به هر حال باید توجه داشت که ماهیت تصادفی داده‌های مربوط به خسارت پرداختی، این متغیر را برای روش‌های مرزی ناپارامتریک نامناسب نموده است.^۳

باتوجه به توضیحات فوق استفاده از درآمد حق بیمه، نمونه مناسبی برای اندازه‌گیری خدمات‌های اول و دوم بیمه‌گر است. اما براساس خدمت سوم ارائه شده توسط بیمه‌گر، شرکت‌های بیمه از محل وقفه زمانی در دریافت حق بیمه و پرداخت خسارت بیمه‌های

۱. Diacon,S.(۲۰۰۱),p.۶

۲. Cummins,D.(۱۹۹۸),p.۲۷

۳. Diacon,S.(۲۰۰۱),P.۹

مسئلیت و یا ذخیره بیمه های عمر به فعالیت های واسطه ای اقدام می نمایند. در این مورد نیز آنچه بیشتر از همه مورد توافق بوده است استفاده از متغیر درآمدهای سرمایه گذاری برای اندازه گیری این خدمت است (در اینجا نیز مانند قبل ارزش درآمدهای سرمایه گذاری ملاک است و نه تعداد سرمایه گذاری ها).

در تعریف نهاده ها برای صنعت بیمه آنچه مسلم است به کارگیری نیروی کار و سرمایه به عنوان دو عامل اصلی تولید می باشد. نیروی کار صنعت بیمه به سه گروه اداری، مدیریت و فروش تقسیم می شود اما با وجود این مسئله در اکثر مطالعات سر جمع نیروی کار ملاک برآورده واقع شده است. از طرف دیگر شرکت های بیمه ای از دو منبع برای سرمایه گذاری استفاده می کنند:

- حقوق صاحبان سهام
- ذخیره فنی

کاربرد مدل های پیشنهادی در اندازه گیری کارایی فنی شرکت های بیمه ایرانی

با توجه به این که شرکت بیمه صادرات و سرمایه گذاری سهم اندکی در بازار بیمه کشور دارد، در این مطالعه شرکت های بیمه ای الف، ب، پ و ت ملاک بررسی واقع می شوند و برای بررسی کارایی فنی این صنعت "حق بیمه دریافتی" و "درآمد سرمایه گذاری" به عنوان ستاده صنعت بیمه در نظر گرفته شده اند.

در این مقاله دو تابع جدأگانه برای درآمد سرمایه گذاری ها و حق بیمه های دریافتی شرکت های بیمه به روش حداقل درست نمایی برآورده می گردد و ممکن است هر شرکت بیمه ای مورد مطالعه از منظری کارا عمل نماید. از این رو تابع مرزی تصادفی از نوع ترانسلوگ برای هریک از دو ستاده فوق برآورده می گردد. انتخاب فرم ترانسلوگ بدین منظور است که امکان تغییر کشش و مقیاس عمل را همراه با محصول و عوامل

تولید مناسب با آن فراهم می‌کند. در صورتی که توابعی نظیر کاب- داگلاس و کشش‌جانشینی ثابت با این نارسایی مواجه‌اند که هزینه متوسط بلندمدت یا صعودی (بازدهی کاهنده)، یا نزولی (بازدهی افزاینده) و یا افقی (بازدهی ثابت) خواهد بود، در حالی که شکل تثویریک هزینه متوسط بلند مدت منحنی به شکل U است.

پس از برآورد توابع مرزی، آزمون فرضیه‌های مرتبط با پارامترهای مدل مرزی تصادفی به کمک آزمون نسبت درستنمایی^۱ انجام می‌گیرد که در آن آماره آزمون به شرح زیر است:

$$LR = -2\{L(H_r) - L(H_{ur})\}$$

در این آماره $L(H_r)$ و $L(H_{ur})$ مقادیر تابع درستنمایی با توجه به محدودیت‌های مشخص شده به وسیله فرض صفر و فرض مخالف است. اگر فرضیه صفر درست باشد، در آن صورت λ به طور حدی دارای توزیع کای دو با درجه آزادی معادل تفاوت تعداد پارامترهای برآورده شده در فرضیه صفر و فرضیه مقابل خواهد بود.

از این رو پس از برآورد توابع مرزی آزمون فرضیه‌های مختلفی برای انتخاب فرم ارجح تابع مرزی مطرح می‌گردد. در قالب مدل اول بتیس و کولی (۱۹۹۲) که جزء ناکارایی متغیر طی زمان است، آزمون فرضیه که جزء ناکارایی نامتغیر طی زمان و دارای توزیع نیمه نرمال است به ترتیب به وسیله $0 = \eta$ و H_0 و $0 = \mu$ تعریف می‌گردد. در قالب مدل دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵)، که جزء ناکارایی فنی به وسیله متغیرهای توضیحی متأثر بر کارایی تحلیل می‌گردد، فرضیه H_0 که جزء ناکارایی فنی تحت تأثیر متغیرهای توضیحی مربوطه نمی‌باشد به کمک فرضیه صفر $0 = \delta$ تعریف می‌شود. δ بردار متغیرهای توضیحی جزء ناکارایی بدون در نظر گرفتن جزء ثابت δ_0 است.

همچنین در کنار آزمون فرضیه‌های فوق می‌توان معنی‌دار بودن گروهی از پارامترهای

^۱. Likelihood Ratio

برآورده شده که آماره δ آنها ضعیف است و یا انتخاب فرم تبعی مناسب برای تابع مرزی را آزمون نمود.

برای "حق بیمه‌های دریافتی"، نیروی کار، سرمایه، تعداد شعب، تعداد نمایندگی و زمان به عنوان نهاده تولید منظور شده و این گونه فرض شده است که نسبت تحصیلات نیروی کار، نسبت شعب تهران، نسبت حق بیمه دریافتی زندگی، نسبت حق بیمه دریافتی غیر زندگی، اندازه شرکت و زمان از عوامل مؤثر بر کارایی شرکت‌های بیمه هستند. همچنین ذخایر فنی و حقوق صاحبان سهام و زمان نهاده‌های "درآمد سرمایه‌گذاری" در نظر گرفته شده‌اند و متغیرهای نسبت درآمد حاصل از اوراق قرضه دولتی، نسبت درآمد حاصل از اوراق سهام، نسبت درآمد سایر سرمایه‌گذاری‌ها، نسبت ذخایر فنی بیمه‌های زندگی، نسبت ذخایر فنی بیمه‌های غیر زندگی و زمان از عوامل مؤثر بر کارایی "درآمد سرمایه‌گذاری" منظور می‌شوند. وارد نمودن زمان در مدل به عنوان متغیر توضیحی به دلیل مشخص نمودن تغییرات تکنیکی و تحولات فنی است.

در مطالعه حاضر تابع تولید مرزی تصادفی تبدیل لگاریتمی^۱ در نظر گرفته می‌شود. اطلاعات نیروی کار، شعب و نمایندگی با مراجعت به قسمت‌های مربوطه δ شرکت بیمه‌ای الف، ب، پ و ت تهیه شده و سایر اطلاعات مورد نیاز از ترازنامه و صورت مالی این مؤسسات برای دوره‌زمانی ۱۳۷۱-۸۰ استخراج گردیده است. اطلاعات متغیرهایی که به قیمت‌های جاری بیان شده‌اند، با استفاده از شاخص قیمت خدمات و مؤسسات پولی و مالی، با درنظر گرفتن سال ۱۳۷۶ به عنوان سال پایه، تعدیل شده‌اند.

به منظور برآورد کارایی فنی صنعت بیمه از دیدگاه حق بیمه دریافتی تابع زیر

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^5 \beta_i X_{jii} + \sum_{j \leq k} \sum_{k=1}^5 \beta_{jk} X_{jii} X_{kit} + V_{it} - U_{it}$$

برآورده می‌شود:

در رابطه فوق:

Y_{it} حق بیمه های دریافتی شرکت بیمه ای i ام در سال t ام است.

X_1 لگاریتم تعداد کارکنان شرکت بیمه،

X_2 لگاریتم تعداد شعب شرکت بیمه،

X_3 لگاریتم تعداد نمایندگی های شرکت بیمه،

X_4 لگاریتم دارایی ثابت شرکت بیمه،

X_5 سال مشاهده است که در آن X_5 به ترتیب برای سال های ۱۳۷۱-۸۰

مقادیر ۱۰ را دارد. U_{it} و V_{it} متغیر های تصادفی هستند.

در قالب الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵) درتابع مرزی فوق جزو ناکارایی فنی متأثر از عوامل زیر در نظر گرفته شده است:

$$U_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2)$$

$$m_{it} = \delta_0 + \sum_{j=1}^6 \delta_j Z_{j, it}$$

Z_1 : لگاریتم دارایی کل شرکت بیمه و نشان دهنده اندازه شرکت بیمه است.

Z_2 : نسبت حق بیمه دریافتی زندگی به کل حق بیمه است.

Z_3 : نسبت حق بیمه دریافتی غیر زندگی به کل حق بیمه است.

Z_4 : نسبت کارکنان با تحصیلات حداقل لیسانس به کل کارکنان است.

Z_5 : نسبت شعب تهران به کل شعب است.

Z_6 : سال مشاهده است.

در این بررسی پس از انجام برآوردهای اولیه مدل به کمک نرم افزار FRONTIER آزمون فرضیه در خصوص پارامترهای مدل با استفاده از آماره حداکثر درستنمایی، انجام پذیرفته است و پس از آزمون فرضیه ها، نتایج به دست آمده تحت عنوان مدل ارجح برای هر یک از دو مدل خطای ترکیبی مرزی (۱۹۹۲) و آثار ناکارایی فنی (۱۹۹۵) ارائه می گردد.

در این جدول ضرایب β_1 تا β_6 به ترتیب ضرایب برآورد شده مربوط به لگاریتم

تعداد کارکنان شرکت بیمه، لگاریتم تعداد شعب شرکت بیمه، لگاریتم تعداد نمایندگی های شرکت بیمه، لگاریتم دارایی ثابت شرکت بیمه و سال مشاهده می باشد. ضرایب β_1 تا β_{20} نیز مربوط به جمله سوم تابع تبدیل لگاریتمی و در واقع، حاصل ضرب دو به دو نهاده های اصلی تولید می باشد.

برآورد حداقل درستنمایی مدل ارجح حق بیمه دریافتی در قالب الگوی اول (۱۹۹۲)

ضرایب	انحراف معیار	آماره t
β_0	$0,48449648E+0.2$	$0,40411587E+0.1$
β_1	$0,17874450.E+0.2$	$0,968232811E+0.0$
β_2	$0,32680884E+0.1$	$0,137822450E+0.1$
β_3	$0,20502883E+0.1$	$0,97730212E+0.0$
β_4	$-0,66682500.E+0.1$	$0,40086292E+0.0$
β_5	$0,25615218E+0.1$	$0,52456278E+0.0$
β_6	$-0,18088570.E+0.1$	$0,422705419E+0.0$
β_7	$0,1925790.2E+0.1$	$0,42149976E+0.0$
β_8	$0,62499168E+0.0$	$0,24226826.E+0.0$
β_9	$-0,58024116E-0.1$	$0,24401710.E+0.0$
β_{10}	$0,156261111E+0.0$	$0,87069222E-0.1$
β_{11}	$-0,62832262E+0.0$	$0,17939193E+0.0$
β_{12}	$0,7182970.2E-0.2$	$0,24872516E+0.0$
β_{13}	$-0,218446750E+0.0$	$0,120911849E+0.0$
β_{14}	$0,60827372E-0.1$	$0,52850127E-0.1$
β_{15}	$0,16904920.E+0.0$	$0,70062270.4E-0.1$
β_{16}	$-0,15675810E+0.0$	$0,724880524E-0.1$
β_{17}	$0,52020871E-0.2$	$0,320445088E-0.1$
β_{18}	$0,179968059E+0.0$	$0,259620.85E-0.1$
β_{19}	$-0,765719.1E-0.1$	$0,223050672E-0.1$
β_{20}	$-0,17811172.E-0.2$	$0,64454921E-0.2$
sigma-squared	$0,92137892E-0.2$	$0,217222782E-0.2$
gamma	$0,74268014E+0.0$	$0,11288442E-0.1$
mu is restricted to be zero		
eta is restricted to be zero		
log likelihood function = $0,36767952E+0.2$		

براساس نتایج به دست آمده از جدول فوق، مقایسه عملکرد شرکت های بیمه ای از منظر حق بیمه دریافتی، که در واقع بیانگر آثار ناکارایی آنها می باشد، در جدول زیر درج شده است.

مقایسه عملکرد شرکت های بیمه از منظر حق بیمه دریافتی در قالب الگوی اول

بیمه الف	بیمه ب	بیمه پ	بیمه ت	میانگین کارایی فنی
٪۸۴,۲۶	٪۷۹,۶۸	٪۷۰,۰۳	٪۷۹,۲۳	٪۷۹,۳۰

منبع: یافته های تحقیق

تخمین های حداقل درستنمایی پارامترهای تابع مرزی تصادفی تبدیل لگاریتمی مدل ارجح در قالب الگوی دوم بیس و کولی (۱۹۹۵) در جدول زیر بیان شده است.
در جدول ذیل ضرایب β تا β_{10} تفسیری همانند مدل اول دارند. اما در این الگو ضرایب δ_1 تا δ_{10} به ترتیب مربوط به لگاریتم دارایی کل شرکت بیمه، نسبت حق بیمه دریافتی بیمه های زندگی به کل حق بیمه، نسبت حق بیمه دریافتی بیمه های غیرزندگی به کل حق بیمه، نسبت کارکنان با تحصیلات حداقل لیسانس، نسبت شب تهران به کل شب و سال مشاهده می باشد.

پرسنل جامع علوم انسانی
پردیس کالج علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

برآورد حداقل درستمایی مدل عمومی حق بیمه دریافتی در قالب الگوی دوم (۱۹۹۵)

ضراب	انحراف معیار	آماره t
β_0	$0,47826457E+02$	$0,10372299E+01$
β_1	$0,1796877250E+02$	$0,977876948E+00$
β_2	$0,35436460E+01$	$0,96601771E+00$
β_3	$0,38590908E+00$	$0,10166182E+00$
β_4	$-0,658622717E+01$	$0,369162216E+00$
β_5	$0,10811190E+01$	$0,69941891E+00$
β_6	$-0,75238410E+00$	$0,50943469E+00$
β_7	$0,62829176E+00$	$0,430205926E+00$
β_8	$0,70144610E+00$	$0,19688462E+00$
β_9	$0,522232050E+00$	$0,30146032E+00$
β_{10}	$0,50470400E-02$	$0,90404122E-01$
β_{11}	$0,56521071E+00$	$0,12251717E+00$
β_{12}	$0,60180102E-01$	$0,210557242E+00$
β_{13}	$0,16120671E+00$	$0,116810582E+00$
β_{14}	$0,60546188E-01$	$0,46856050E-01$
β_{15}	$0,96553526E-01$	$0,56261164E-01$
β_{16}	$-0,1905648210E+00$	$0,80187726E-01$
β_{17}	$0,1326722776E-01$	$0,13562174E-01$
β_{18}	$0,21970088E+00$	$0,41010793E-01$
β_{19}	$-0,40622280E-01$	$0,18101010E-01$
β_{20}	$-0,24781143E-02$	$0,40180719E-02$

ضراب	انحراف معیار	آماره t
δ_1	$-0,2660220E+00$	$0,5295680E-01$
δ_2	$-0,21989480E+01$	$0,7750772298E+00$
δ_3	$-0,266002250E+01$	$0,8400014E+00$
δ_4	$0,32973368E+00$	$0,547721057E-01$
δ_5	$-0,16119664E+01$	$0,35790411E+00$
δ_6	$-0,27640221E-01$	$0,23339128E-01$
sigma-squared	$0,93519632E-02$	$0,34168050E-02$
gamma	$0,99999999E+01$	$0,579772192E-04$
log likelihood function	$= 0,567502288E+02$	

منبع: یافته‌های تحقیق

مقایسه عملکرد شرکت‌های بیمه از دیدگاه حق بیمه در قالب الگوی دوم

سال	الف	ب	پ	ت
۱۳۷۱	۰.۷۵۷۹۶	۰.۷۴۹۷۸	۰.۷۶۹۷۸	۰.۷۳۴۲۰
۱۳۷۲	۰.۸۳۳۱۰	۰.۷۵۴۴۸	۰.۷۷۹۹۹	۰.۷۴۰۹۵
۱۳۷۳	۰.۸۰۳۴۶	۰.۷۷۳۷۸	۰.۷۷۴۰۰	۰.۷۷۰۸۴
۱۳۷۴	۰.۸۰۷۶۲	۰.۷۶۷۷۲	۰.۷۱۹۹۰	۰.۷۸۹۲۴
۱۳۷۵	۰.۸۵۴۷۳	۰.۷۷۷۱۲	۰.۷۹۵۲۴	۰.۸۰۷۰۸
۱۳۷۶	۰.۸۹۴۳۶	۰.۷۹۰۷۷	۰.۷۳۶۱۱	۰.۸۱۶۱۲
۱۳۷۷	۰.۹۰۲۱۴	۰.۷۷۶۰۷	۰.۷۸۰۳۸	۰.۸۶۰۱۲
۱۳۷۸	۰.۹۷۷۰۵	۰.۸۰۵۴۴	۰.۷۹۸۰۰	۰.۸۵۶۲۵
۱۳۷۹	۰.۹۷۸۸۰	۰.۸۲۳۵۴	۰.۸۳۰۷۲	۰.۸۷۳۰۷
۱۳۸۰	۰.۹۸۱۷۸	۰.۹۷۸۴۷	۰.۹۷۴۸۵	۰.۸۸۴۲۵
متوسط درجه	۰.۸۹۴۱۰	۰.۸۱۰۷۷	۰.۷۵۰۴۰	۰.۸۰۸۱۹

منبع: یافته‌های تحقیق

در قالب الگوی دوم تخمین‌های جزء ناکارایی به دست آمده به روش حداکثر درستنمایی در مدل ارجح به شرح زیر است:

$$\hat{M} = 4.8589 - 2.6650Z_1 - 2.198Z_2 - 2.66Z_3 + 0.329Z_4 - 1.611Z_5 - 0.0276Z_6$$

در رابطه فوق M میانگین جزء ناکارایی فنی است. افزایش متغیرهای با ضریب مثبت به کاهش کارایی فنی و افزایش متغیرهای با ضریب منفی به افزایش کارایی فنی منجر می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که کارایی فنی با افزایش دارایی کل، نسبت حق بیمه زندگی، نسبت حق بیمه غیر زندگی، نسبت شعب تهران و در طول زمان در دوره مورد بررسی افزایش خواهد یافت و افزایش نسبت نیروی کار با تحصیلات حداقل لیسانس سبب کاهش کارایی فنی می‌شود.

به منظور برآورد کارایی فنی از دیدگاه درآمد سرمایه گذاری فرم تبعی زیر برآورد می‌گردد :

$$LnY_{it+1} = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i X_{j_{it}} + \sum_{j \leq k}^3 \sum_{l=1}^3 \beta_{jk} X_{j_{it}} X_{k_{it}} + V_{it} - U_{it}$$

در رابطه فوق:

Y_{it+1} درآمد سرمایه‌گذاری‌های شرکت بیمه t ام در سال $t+1$ ام است.

X_1 لگاریتم حقوق صاحبان سهام است،

X_2 لگاریتم ذخایر فنی می‌باشد

X_3 سال مشاهده است.

در قالب الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵) جزء ناکارایی فنی متأثر از عوامل زیر

$$M_{it} = \delta_0 + \sum_{j=1}^6 \delta_j Z_{j, it}$$

است:

به طوری که:

Z_1 نسبت درآمد اوراق قرضه و سپرده‌های بانک به درآمد سرمایه‌گذاری است.

Z_2 نسبت درآمد سود سهام و مشارکت مدنی به درآمد سرمایه‌گذاری است.

Z_3 نسبت درآمد دیگر سرمایه‌گذاری‌ها است.

Z_4 نسبت ذخایر فنی بیمه‌های زندگی به کل ذخایر می‌باشد.

Z_5 نسبت ذخایر فنی بیمه‌های غیر زندگی به کل ذخایر می‌باشد.

مدل ارجع درآمد سرمایه‌گذاری در قالب الگوی اول به شرح مندرج در جدول

زیرآمده است:

پرتابل جامع علوم انسانی

برآورد حداقل درستنمایی مدل ارجح درآمد سرمایه‌گذاری در قالب الگوی اول

	انحراف معیار	ضرائب	آماره t
β_0	$0,36299192E+0.3$	$0,36299192E+0.3$	
β_1	$0,99796590E+0.1$	$0,99796590E+0.1$	
β_2	$0,22371,67E+0.2$	$0,22371,67E+0.2$	
β_3	$0,487,25450E+0.1$	$0,487,25450E+0.1$	
β_4	$0,798788984E+0.0$	$0,798788984E+0.0$	
β_5	$-0,121350372E+0.1$	$-0,121350372E+0.1$	
γ	$0,32879214E+0.0$	$0,32879214E+0.0$	
β_7	$0,117721432E+0.1$	$0,117721432E+0.1$	
β_8	$-0,525054922E+0.0$	$-0,525054922E+0.0$	
β_9	$-0,4528,91E-0.1$	$-0,4528,91E-0.1$	
sigma-squared	$0,50426724E+0.0$	$0,50426724E+0.0$	
Gamma	$0,49999999E+0.0$	$0,49999999E+0.0$	
mu is restricted to be zero			
eta is restricted to be zero			
Log like lihood function	$= -0,28183174E+0.2$		

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج

این مدل، مقایسه‌ای از ناکارایی شرکت‌های بیمه‌ای را ارائه می‌دهد که در جدول بعد بیان شده است. یادآوری می‌شود که به دلیل ضعف آماره گاما در مدل ارجح نتایج این مدل در سطح معنا دار پاییزی قابل استناد می‌باشد.

مقایسه عملکرد شرکت‌های بیمه از دیدگاه درآمد سرمایه‌گذاری در قالب الگوی اول

بیمه الف	بیمه ب	بیمه پ	بیمه ت	میانگین کارایی فنی
%61,56	%56,06	%50,16	%61,26	%58,01

منبع: یافته‌های تحقیق

تخمین‌های حداقل درستنمایی پارامترهای تابع مرزی تصادفی تبدیل لگاریتمی مدل ارجح در قالب الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵) در جدول زیرآمده است:

برآورد حداکثر درستنمایی مدل ارجح درآمد سرمایه‌گذاری در قالب الگوی دوم

	آماره χ^2	انحراف معیار	ضرایب
β_0	۰,۳۶۴۴۷۵۷۱E+۰۳	۰,۲۶۴۴۷۵۷۱E+۰۳	۰,۳۶۴۴۷۵۷۱E+۰۳
β_1	۰,۹۹۷۹۶۵۹۰E+۰۱	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۹۹۷۹۶۵۹۰E+۰۱
β_2	۰,۲۲۳۷۱۰۶۷E+۰۲	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۲۲۳۷۱۰۶۷E+۰۲
β_3	۰,۴۸۷۰۲۵۴۰E+۰۱	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۴۸۷۰۲۵۴۰E+۰۱
β_4	۰,۷۹۸۷۸۸۸۰E+۰۰	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۷۹۸۷۸۸۸۰E+۰۰
β_5	۰,۱۲۱۳۵۳۷۹E+۰۱	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۱۲۱۳۵۳۷۹E+۰۱
β_6	۰,۳۲۸۶۹۳۱۱E+۰۰	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۳۲۸۶۹۳۱۱E+۰۰
β_7	۰,۱۱۷۲۲۱۴۲۹E+۰۱	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۱۱۷۲۲۱۴۲۹E+۰۱
β_8	۰,۵۲۵۵۴۹۷۹E+۰۰	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۵۲۵۵۴۹۷۹E+۰۰
β_9	-۰,۴۵۲۸۱۳۳۵E-۰۱	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	-۰,۴۵۲۸۱۳۳۵E-۰۱
δ_0	-۰,۱۰۰۹۳۷۱۱E-۰۸	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	-۰,۱۰۰۹۳۷۱۱E-۰۸
Sigma-squared	۰,۸۶۰۹۰۱۰۰E+۰۰	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۸۶۰۹۰۱۰۰E+۰۰
gamma	۰,۶۸۰۰۰۰E+۰۰	۰,۱۰۰۰۰E+۰۱	۰,۶۸۰۰۰۰E+۰۰
log likelihood function	= -۰,۳۷۸۵۹۴۱۵E+۰۲		

منع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که قبلاً تشریح گردید ضرایب β_0 تا β_8 ، به ترتیب مربوط به متغیرهای نسبت درآمد اوراق قرضه و سپرده‌های بانکی به درآمد سرمایه‌گذاری، نسبت درآمد سود سهام و مشارکت مدنی به درآمد سرمایه‌گذاری، نسبت درآمد سایر سرمایه‌گذاری‌ها، نسبت ذخایر فنی بیمه‌های زندگی به کل ذخایر، نسبت ذخایر فنی بیمه‌های غیرزندگی به کل ذخایر و سال مشاهده است و اینچنین فرض شده که متغیرهای فوق بر کارایی مؤثرند. اما در قالب این الگو، پس از انجام آزمون حداکثر درستنمایی، عوامل مؤثر بر جزء ناکارایی به استثنای مقدار ثابت حذف گردیده‌اند.

نتایج این الگو در خصوص کارایی فنی از منظر درآمد سرمایه‌گذاری در جدول زیرآورده شده‌است:

مقایسه عملکرد شرکت‌های بیمه از دیدگاه دورآمد سرمایه‌گذاری در قالب الگوی دوم

سال	الف	ب	پ	ت
۱۳۷۲	۰,۷۷۴	۰,۷۴۱۴	۰,۴۸۰۲	۰,۶۶۸
۱۳۷۳	۰,۵۳۷۴	۰,۲۴۸۲	۰,۷۴۷	۰,۶۳۳۱
۱۳۷۴	۰,۵۶۶	۰,۰۹۹۱	۰,۵۳۰۴	۰,۷۵۴۷
۱۳۷۵	۰,۷۱۲۱	۰,۰۰۱۰	۰,۲۹۰۳	۰,۵۲۴۳
۱۳۷۶	۰,۸۴۴۷	۰,۷۰۹۴	۰,۷۰۸۷	۰,۵۰۸۸۹
۱۳۷۷	۰,۷۸۹	۰,۰۶۵۷	۰,۴۰۰۶	۰,۵۷۰۱
۱۳۷۸	۰,۷۷۶	۰,۲۳۱۹	۰,۴۶۶۲	۰,۷۸۲۵
۱۳۷۹	۰,۶۰۳۱	۰,۶۲۲۵	۰,۶۷۸۷	۰,۷۷۰۵
۱۳۸۰	۰,۵۴۲۸	۰,۷۱۴	۰,۵۴۱۴	۰,۴۸۷۹
متوسط دوره	۰,۶۴۹۰۰۲	۰,۰۵۳۷۴۶	۰,۵۳۸۱۶۸	۰,۶۴۴۳۱

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مورد نیز به دلیل ضعف آماره گاما در مدل ارجح نتایج این مدل در سطح معنادار پایینی قابل استناد است و لذا در تفسیر نتایج حاصل شده باید احتیاط شود.

نتیجه گیری

تخمين‌های حداکثر درستنمایی در قالب الگوی اول بتسیس و کولی (۱۹۹۲) و از دیدگاه حق بیمه دریافتی نشان داد که میانگین کارایی فنی برآورده شده در صنعت بیمه کشور طی دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۰، $\frac{79}{30}$ برابر $79/30$ درصد است. به این معنا که $79/30$ درصد از کل درآمد حق بیمه‌های قابل دریافت، با فرض وجود همین سطح از نهادهای، قابل استحصال بوده است و بقیه آن مربوط به عوامل تصادفی و متغیرهای خارج از مدل و یا خارج از کنترل بنگاه، نظیر عوامل فرهنگی بوده است.

در قالب الگوی دوم بتسیس و کولی (۱۹۹۵) تخمین‌های حداکثر درستنمایی از دیدگاه حق بیمه دریافتی نشان داد که میانگین کارایی فنی برآورده شده در صنعت

بیمه ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۰ بر ابر ۸۱/۷۱ درصد بوده است. نتایج به دست آمده با استفاده از این الگو نشان داد که میانگین کارایی فنی صنعت بیمه در ایران طی دوره ده ساله مورد بررسی روندی صعودی را طی کرده است.

نتایج تخمین ضرایب متغیرهای جزء ناکارایی الگوی دوم بتیس و کولی به شرح زیر است:

- ضریب منفی لگاریتم دارایی کل نشان می‌دهد که با افزایش این متغیر، که نماینده اندازه شرکت بیمه است، کارایی فنی در صنعت بیمه افزایش می‌یابد.

- ضریب منفی نسبت حق بیمه‌های دریافتی زندگی و غیر زندگی به کل حق بیمه دریافتی دور ازانتظار نبوده و نشانگر این است که با افزایش هر یک از آن دو، نسبت درآمد حق بیمه افزایش می‌یابد. اما با توجه به مقدار مؤثر هر یک بر کارایی صنعت بیمه مشخص می‌شود که سهم کاهش ناکارایی در بیمه‌های غیرزندگی بیشتر بوده است.

- ضریب مثبت نسبت کارکنان با مدرک حداقل لیسانس به کل کارکنان مشخص می‌کند که به کارگیری این نوع نیروی کار سبب کاهش کارایی در طول دوره مورد بررسی گردیده است. توجیه این مورد می‌تواند به عدم تناسب بین توانایی و تحصیلات افراد مربوط گردد. از طرف دیگر عدم وجود فضای مناسب جهت بروز ایده‌های جدید در خصوص فروش بیمه نامه توسط نیروی کار تحصیل کرده می‌تواند به کارگیری آنان را تحت تأثیر قرار دهد.

- ضریب منفی نسبت شب مستقر در تهران به کل شب کشور نشان می‌دهد که استقرار شب بیشتر در تهران سبب افزایش حق بیمه‌های دریافتی گردیده است. تمکن جمعیتی بیشتر در تهران و استقرار فعالیت‌های تولیدی و خدماتی بیشتر در این کلان شهر، می‌تواند این مورد را توجیه نماید.

تخمين‌های حداقل درستنمایی در قالب الگوی اول بتیس و کولی (۱۹۹۲) و از

دیدگاه درآمد سرمایه‌گذاری نشان داد که میانگین کارایی فنی برآورده شده در صنعت بیمه کشور برای دوره زمانی ۱۳۷۱-۸۰ برابر ۵۱/۵۸ درصد بوده است . این مقدار در قالب الگوی دوم برابر ۶۴/۵۹ درصد بوده است. از آنجا که آماره گاما در مدل ارجح هر دو الگو بسیار ضعیف است از تفسیر ضرایب اجتناب می‌گردد.

پیشنهادها:

با توجه به نتایجی که از تخمین کارایی فنی صنعت بیمه کشور به دست آمد و مشخص شدن تأثیرگرهی از متغیرها بر میزان کارایی این صنعت، به منظور افزایش کارایی فنی صنعت بیمه ایران پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد :

۱. افزایش تعداد شعب و نمایندگی‌ها در مناطقی که تمرکز جمعیتی بیشتری دارند. همچنین مناطقی که در مقایسه با دیگر مناطق از وضعیت مالی بهتری در مقایسه با دیگر مناطق برخوردارند، استعداد پذیرش تعداد بیشتری شعب و نمایندگی را دارند.

۲. آمارنیروی انسانی شاغل در این صنعت مبین سهم اندک به کارگیری نیروی انسانی با تحصیلات بالا در صنعت بیمه کشور است. لذا رفع محدودیت‌های ناشی از قوانین استخدامی کشور و تعديل نیروی انسانی در صنعت بیمه کشور برای افزایش بهبود کارایی و استفاده بهینه از نیروی کار مؤثر خواهد بود.

۳. با توجه به اثر مثبت نسبت حق بیمه‌های دریافتی زندگی بر صنعت بیمه کشور و جدیدبودن این شاخه ازیمه توصیه می‌گردد که شرکت‌های بیمه‌ای برای شناسایی این نوع بیمه به افشار مردم اطلاع‌رسانی بیشتری انجام دهند.

۴. ضرائب مثبت نسبت حق بیمه‌های زندگی و غیرزنندگی بیانگر وجود بازار رو به رشد در دوره مورد بررسی بوده است. این به معنای وجود بازارهای بکر دیگر از طریق گسترش فعالیت‌های بیمه‌گری جدید می‌باشد. توصیه می‌شود

شرکت‌های بیمه‌ای در انواع خدمات خود نوآوری داشته باشند و بیمه‌نامه‌های جدید عرضه نمایند.

۵. با توجه به ضریب نفوذ بیمه‌ای کمتر از یک درصد در ایران توصیه می‌شود که بیمه‌های خصوصی گسترش پیدا کنند. این امر سبب ایجاد رقابت در بازار غیر رقابتی بیمه کشور می‌گردد.

۶. توصیه می‌گردد که به نیروی تحصیل کرده بیشتر میدان داده شود تا زمینه برای بروز ایده‌های جدید فراهم گردد. این عمل به افزایش انگیزه در بین نیروی کار نیز منجر می‌شود. لذا تجدید ساختار سازمانی در صنعت بیمه کشور پیشنهاد می‌گردد.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتوال جامع علوم انسانی

منابع

۱. امامی میدی، علی. (۱۳۷۹)، اصول اندازه گیری کارایی و بهره وری. مؤسسه مطالعات پژوهش های بازار گانی، ۱.
۲. عابدی فر، پژمان. (۱۳۷۹)، "تخمین کارایی فنی صنعت بانکداری ایران". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
۳. نفر، نصرت الله. (۱۳۸۰)، "برآورد کارایی فنی نیروی انسانی در صنعت بانکداری ایران". فصلنامه پژوهشها و سیاست های اقتصادی. سال نهم، شماره ۱ (پیاپی ۱۷)
۴. Battese,G.E.,and T.J. Coelli(۱۹۹۲). "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Approach to Paddy Farmers in India", Journal of Productivity Analysis, ۲
۵. Battese,G.E.,and T.J. Coelli(۱۹۹۵)."A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Production Function for Panel Data" Empirical economics, ۲۰.
- Coelli,T. (۱۹۹۶) "A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Programming for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation", CEPA Working paper ۹۷.۰۷ ,University of New England
- v. Cummins,J.&M.Weiss (۱۹۹۸) "Analysing Firm Performance in the Insurance Industry : Using frontier Efficiency Method" , Wharton School , University of Pennsylvania
۸. Diacon,S.(۲۰۰۱). "The Efficiency of UK General Insurance Companies", CRIS Discussion paper series-۲۰۰۱-III,Center for Risk and Insurance Studies,University of Nottingham
۹. Farrel, M.J. (۱۹۵۷) "The Measurement of Productive Efficiency", Journal of Royal Statistical Sosity, Series A , ۱۲۰ , Part ۲