فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۱۸/ بهار ۱۳۸۳/ صفحات ۱۷۸-۱۵۷

اندازه‌گیری کارایی فنی شرکت‌های بیمه در ایران بر اساس برآورد تابع مرزی تصادفی

دکتر خسرو پیرائی*
حسین کاظمی**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۱۰/۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۲/۱۲/٤

چکیده

هدف این مقاله، اندازه‌گیری کارایی فنی و تعیین عوامل مؤثر بر آن برای شرکت‌های بیمه در ایران است. بدین منظور، از تابع مرزی تصادفی در قالب دو الگوی خطای ترکیبی مرزی بتیس و کولی (۱۹۹۲) و اثر ناکارایی فنی بتیس و کولی (۱۹۹۵) استفاده شده‌است.پارامترهای هر دو الگو براساس روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شده‌اند. درآمد حق بیمه دریافتی و درآمد سرمایه‌گذاری به‌عنوان دو ستاده اصلی صنعت بیمه در نظر گرفته شده‌اند. داده‌های تلفیقی چهار شرکت بیمه‌ای ایران، آسیا، البرز و دانا طی دوره زمانی ده ساله ۱۳۷۱-۱۳۸۰ برای تخمین کارایی فنی به کار برده شده است.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که کارایی فنی برآورد شده از منظر حق بیمه دریافتی برابر ۷۹/۳۰٪ در الگوی خطای ترکیبی مرزی و ۸۱/۷۱٪ درالگوی اثر ناکارایی فنی و از دیدگاه درآمد سرمایه‌گذاری برابر۵۸/۵۱٪ در الگوی خطای ترکیبی مرزی و ۵۹/۶۴٪ در الگوی اثر ناکارایی فنی است. افزون بر این، کارایی فنی از منظر حق بیمه دریافتی با نسبت شعب مستقر در تهران، دارایی کل، نسبت حق بیمهٔ زندگی و نسبت حق بیمهٔ غیرزندگی رابطه مستقیم دارد، ولی با به‌کارگیری نیروی کار با مدرک حداقل کارشناسی رابطهٔ معکوس دارد.

واژه‌های کلیدی: تابع مرزی تصادفی، کارایی فنی، الگوی خطای ترکیبی مرزی، الگوی اثر ناکارایی فنی، صنعت بیمه.

---

* عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران
e-mail: kpiraee@yahoo.com
** دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

یکی از بخش‌هایی که در اقتصاد وظایف مهمی را بر عهده دارد، صنعت بیمه است. نگاهی به افزایش سرمایه‌های بین‌المللی و نیز، توجه به گردش چرخ‌های اقتصادی نشان دهندهٔ این واقعیت است که همگی متکی به تضمین های ناشی از بیمه هستند. اهمیت توجه به صنعت بیمه از بُعد اقتصادی را می‌توان با بیان نقش بیمه به عنوان یک مؤسسه تأمین امنیت و جبران خسارت و همچنین، نقش بیمه به عنوان یک مؤسسه سرمایه‌گذاری و کمک به روند رشد اقتصادی، توضیح داد.

نقش اول، رسالت وجودی صنعت بیمه است به طوری که بیمه نا اطمینانی را کاهش می‌دهد. این کارکرد صنعت بیمه برای هر گروه اجتماعی و حتی اقتصاد ملی به صورت خاص نمود پیدا می‌کند که ازجمله آن، امنیت شغلی، تداوم درآمد آتی، افزایش سطح رفاه زندگی، حفظ ثروت ملی، توسعه سرمایه‌گذاری‌ها و ایجاد اعتبار است. در تشریح نقش دوم چنین بیان می‌شود که اگر چه امنیت و جبران خسارت در قالب نقش اول خود، سبب افزایش رشد اقتصادی می‌شود، بلکه خود مؤسسات بیمه‌ای از محل خالص حق بیمه‌های دریافتی اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. ماهیت این صنعت به گونه‌ای است که یک وقفهٔ زمانی بین حق بیمه دریافتی و خسارت پرداختی وجود دارد. لذا، چنین صنعتی از همان ابتدا قادر به انجام سرمایه‌گذاری از محل حق بیمه دریافتی است و موجب افزایش و رشد سرمایه و در نهایت، تولید ملی می‌شود.

بورس، بانک و بیمه رئوس مثلث خدمات مالی در هر جامعه را تشکیل داده‌اند. علی‌رغم نقش مهم صنعت بیمه در بازارهای مالی و رشد و توسعه اقتصادی کشور، صنعت بیمه حداقل در مقایسه با بورس و بانک کمتر مورد توجه واقع شده است. در کشور ما، علاقهٔ مردم به نگهداری وجوه خود در بانک‌ها و همچنین سرمایه‌گذاری در بورس که اغلب انگیزهٔ کسب سود دلیل آن است، غیر قابل انکار می‌نماید. اما به دلیل ناآشنایی صحیح از بیمه و خدمات آن، که شاید به مسائل فرهنگی کشور مربوط می‌شود، مردم علاقه وافری به خرید بیمه‌نامه‌ها نشان نمی‌دهند. در این جاست که شرکت‌های بیمه‌ای باید با گسترش فعالیت خود از لحاظ کمی و کیفی، بستر مناسبی برای افزایش سهم این خدمت در سبد مصرفی افراد جامعه فراهم کنند. از طرف دیگر، شرکت‌های بیمه‌ای از محل درآمد سرمایه‌گذاری می‌توانند نرخ بیمه‌نامه‌ها را کاهش دهند. این عمل، هم سبب ایجاد رقابت بین شرکت‌ها می‌شود و هم مردم و جامعه، بیمه‌نامهٔ ارزان را راحت‌تر خریداری می‌کنند.

در تعقیب هدف اندازه‌گیری کارایی سعی شده است به این سؤالات پاسخ داده شود: آیا صنعت بیمه ایران توان افزایش حق بیمه دریافتی با توجه به سطح نهاده‌های مشخص را دارد؟ در جهت حفظ منافع سهام‌داران و بیمه‌گزاران، شرکت‌های بیمه‌ای تا چه اندازه از محل سرمایه‌گذاری‌های خود درآمد کسب کرده‌اند؟ به عبارت دیگر، آیا توان افزایش درآمد سرمایه گذاری برای شرکت‌های بیمه‌ای وجود دارد؟ پر واضح است که هر یک از شرکت‌های بیمه‌ای می‌توانند از منظری کاراً عمل نمایند. همچنین در ادامه،

متغیرهای مؤثر بر کارایی فنی صنعت بیمه ایران شناسایی و روابط بین آنان آزمون می‌شود، به این ترتیب و با مشخص شدن این روابط، می‌توان گام‌هایی در جهت بهبود کارایی فنی صنعت بیمه برداشت.

۲. ادبیات موضوع پژوهش

در نظریه اقتصاد خرد تابع تولید براساس حداکثر میزان محصول، به‌ازای مقادیر معینی از نهاده‌ها و سطح خاص فن‌آوری، تعریف شده است. لذا، با توجه به نظریه تولید می‌توان فرض کرد که برخی از تولیدکنندگان با استفاده از نهاده‌های مشخص قادر نیستند حداکثر محصول را با به‌کارگیری فن‌آوری موجود تولید کنند که اصطلاحاً این گروه، تولیدکنندگان غیرکارآ هستند. اقتصاددانان این امکان ناکارایی در تولید را با تأکید بر مبانی نظری اندازه‌گیری کارایی، مدنظر قرار داده‌اند.

تا اواخر دهه ۱۹۶۰ میلادی بیشتر مطالعات تجربی مربوط به کارایی، از روش حداقل مربعات برای تخمین تابع تولید یک بنگاه یا صنعت استفاده می‌کردند که این روش، تنها بیانگر رابطه‌ای متوسط میان سطح نهاده و محصول حاصل شده بود. اما سرانجام، کار برجسته فارل[1] در سال ۱۹۵۷ است؛ که سمت و سوی مطالعات تجربی را به تخمین تابع تولید مرزی[2] معطوف کرد.

فارل، کارایی اقتصادی کل[3] را به دو جزء کارایی فنی[4] و کارایی تخصیصی[5] تقسیم کرد؛ به‌طوری‌که کارایی فنی توانایی بنگاه در رسیدن به حداکثر ستاده با استفاده از مقدار مشخص نهاده است وکارایی تخصیصی توانایی بنگاه در به‌کارگیری ترکیب بهینه‌ای از نهاده‌ها با توجه به قیمت‌های مربوط را نشان می‌دهد.

فارل، طی مقاله‌ای در سال ۱۹۵۷ میلادی روش اندازه‌گیری کارایی را بر مبنای نظریه‌های اقتصادی بیان و کارایی بخش کشاورزی امریکا را به طور عملی محاسبه کرد. اما این روش، به دلیل مشکلات عملی در اندازه‌گیری کارایی و محدودیت‌های آن، مثل بازده ثابت نسبت به مقیاس، کاربرد عملی چندانی نیافت تا اینکه در سال ۱۹۷۷ در دو قاره جهان (امریکا و اروپا) به طور همزمان اندازه‌گیری کارایی بر اساس تعریف فارل با روش اقتصادسنجی امکان‌پذیر شد. همچنین در سال ۱۹۷۸، از طریق روش برنامه‌ریزی خطی اندازه‌گیری عملی کارایی ممکن شد[6].

---

1. Farrell.
2. Production Function Frontier.
3. Total Economic Efficiency.
4. Technical Efficiency.
5. Allocative Efficiency.

۶. اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره وری (۱۳۷۹).

در محاسبه کارایی به روش تحلیل فراگیر داده‌ها[7]، از روش برنامه‌ریزی خطی[8] استفاده می‌شود و کارایی به وسیله انجام یک سری عملیات بهینه‌سازی به صورت مجزا برای هر بنگاه محاسبه می‌شود؛ اما در روش تحلیل مرزی تصادفی، ناکارایی نسبت به تابع مرزی، با استفاده از داده‌های آماری تخمین زده می‌شود که مستلزم مشخص کردن شکل تابع است. مزیت روش برنامه‌ریزی خطی در این است که نیازی به مشخص کردن فرم تابع نیست، اما در این روش، جایی برای تکانه‌های تصادفی در نظر گرفته نشده است و تمامی انحرافات از مرز کارآ، ناکارایی تلقی می‌شود.[۳]

در روش اقتصادسنجی، جزء ناکارایی به‌صورت جمله خطای مرکب درنظر گرفته می‌شود؛ به‌طوری که این جزء از یک جمله تصادفی ویک جمله خطای یک‌طرفه که بیانگر ناکارایی است، تشکیل شده‌است. در تخمین توابع مرزی سه مرحله طی می‌شود:

مرحله اول

در تخمین توابع مرزی لازم است در ابتدا، نوع تابع که داده‌ها برآن برازش می‌شوند، مشخص شود. از طرفی، باید توجه داشت که هر چه ساختار الگو مناسب‌تر باشد، تخمین‌های حاصل‌شده بهتر خواهد بود.

مرحله دوم

در اقتصادسنجی به طور معمول، توابع دارای جمله خطای نرمال دوطرفه بوده که با استفاده از روش‌هایی نظیر حداقل مربعات معمولی قابل برآورد هستند. 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 رو به رو بوده و جمله خطا، ترکیبی از جمله اختلال نرمال دوطرفه و یک جمله یک‌طرفه مربوط به ناکارایی فنی است که باید شکل این توزیع مشخص شود. پس از مشخص شدن نوع توزیع جزء ناکارایی، تخمین الگو به‌روش حداکثر درست نمایی انجام می‌پذیرد.

مرحله سوم

---

7. Data Envelopment Analysis.
8. Linear Programming.

۱. اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری (۱۳۷۹).

پس از اندازه‌گیری ناکارایی بنگاه‌ها، می‌توان دلایل ناکارایی آنها را مورد آزمون قرار داد. دلایل ناکارایی به‌کمک رگرسیون اثرات ناکارایی بر روی بردار عواملی مانند میزان تحصیلات کارکنان، نوع مالکیت، سرمایه مالی و ... به دست می‌آید و با تحلیل اقتصادسنجی میزان تاثیر هر عامل مشخص خواهد شد.

۳. معرفی تابع تولید مرزی تصادفی

در علم اقتصاد، مجموعه امکانات تولیدی[1] به مجموعه ای از ترکیبات داده و ستاده اطلاق می‌شود که در سطح فن‌آوری موجود قابل دسترسی باشد. در این میان، روابط بین داده و ستاده را می‌توان به کمک معرفی تابع تولید بیان کرد. بنا به تعریف، بالاترین سطح ستاده قابل استحصال در ترکیب با سطح معینی از نهاده، تابع تولید مرزی نامیده می‌شود. شرکت‌هایی که به دنبال حداکثر کردن تولید خود هستند، سعی می‌کنند که ترکیب داده و ستاده را در روند تولیدی خود به مرز مجموعه قابل استحصال نزدیک کنند. به بیان اقتصاد سنجی اگر بر یک سری نقاط مفروض در صفحه منحنی برازش شود و بزرگترین پسماند مثبت این مجموعه به مقدار عرض از مبدأ آن محنی برازش شده اضافه شود؛ در آن صورت، به منحنی مرزی دست یافته ایم که تمام نقاط مفروض زیر آن قرار گرفته‌اند.

تابع تولید مرزی با استفاده از حداکثر مقدار تولید بنگاه‌های مختلف که در یک صنعت خاص فعالیت می‌کنند؛ تخمین زده می‌شود. هدف اصلی در تمامی روش‌های برآورد 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. تفاوت تولید واقعی و تولید مرزی برای هر بنگاه ناکارایی تلقی خواهد شد. در حالت خاص ممکن است مقدار تولید واقعی بنگاه خاص با مقدار تولید مرزی آن برابر باشد که به چنین بنگاهی یک بنگاه کارآ از لحاظ فنی اطلاق می‌شود. استفاده از الگوهای مرزی به دلایل زیر به طور گسترده در حال افزایش است:

۱) ماهیت این الگوها مطابق با اصول نظریه‌های اقتصادی رفتار بهینه است.

۲) انحراف از توابع مرزی معیاری برای سنجش کارایی است؛ به طوری که واحدهای اقتصادی اهداف فنی و رفتاریشان را با توجه به آن تابع مرزی تنظیم می‌کنند.

۳) اطلاعات مربوط به ساختار توابع مرزی وکارایی فنی واحدهای اقتصادی، کاربردهای سیاستی دارد.

در الگوهای مرزی تصادفی علت تفاوت بین تولید واقعی و تولید مرزی همزمان با ناکارایی فنی و عامل تصادفی بیان می‌شود. بدین معنا که اگر بنگاهی کمتر از تولید مرزی عملکرد داشته باشد؛ بخشی از آن به‌دلیل ناکارایی فنی و بخشی دیگری به‌دلیل عامل تصادف خواهد بود و اگر بنگاهی بالاتر از تابع تولید

---

2. Production Possibility Set.

مرزی عمل کند؛ دلیلی جز وجود عامل تصادف نخواهد داشت. برتری الگوهای مرزی تصادفی نسبت به الگوهای معمول اقتصادسنجی در این است که در برازش تابع، نقاط متوسط را در نظر نمی‌گیرد؛ بلکه نقاط مرزی و سرحدی را لحاظ می‌کند.

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

$$Y = \beta X + V - U$$
$$V \sim N(0, \sigma_v^2)$$
$$U \sim N(0, \sigma_u^2) \qquad U = |U|$$

به‌طوری‌که در الگوی بالا Y محصول بنگاه، X بردار نهاده‌ها، β بردار پارامترها، U اثرات ناکارایی و V جزء اختلال[1] است که به‌علت وجود عوامل تصادفی خارج از کنترل بنگاه است. اثرات ناکارایی منفی معنا نخواهد داشت. زیرا، به ازای مقدار صفر برای جزء ناکارایی، بنگاه بر روی مرز تولید قرار می‌گیرد و به ازای مقادیر بزرگتر از صفر درون مرز تولید قرار خواهد گرفت که بیانگر ناکارایی بنگاه است.

لذا، انحراف نقاط مشاهده شده از تابع تولید مرزی به دو بخش V,U بستگی دارد که از نظر ماهیت با یکدیگر متفاوت هستند؛ به‌طوری‌که V جمله اختلال و U جزء ناکارایی است. از این رو به این الگو، الگوی خطای ترکیبی گفته می‌شود[2].

۴. تشریح الگو[3]

الگوی اول: الگوی خطای ترکیب بتیس و کولی(۱۹۹۲)[4]

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

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

---

1. Random Error.
1. Composed Error Model.
۲. برای مطالعه بیشتر دو الگوی ارائه شده به منبع شماره (۹) با عنوان "A Guide to Frontier, Version 4.1" مراجعه کنید.
3. Error Component Model.

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

که در آن: Y_{it} ، تولید بنگاه i در دوره زمانی t

X_{it} ، بردار $(k\times 1)$ مقادیر نهاده‌های بنگاه i در دوره زمانی t

V_{it} ، متغیرهای تصادفی جزء اختلال باتوزیع $V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$

U_{it} ، متغیرهای تصادفی غیر منفی و مستقل از V_{it} است و بیانگر ناکارایی فنی در تابع تولید و دارای توزیع نرمال منقطع در صفر است.

η و β پارامترهایی برای تخمین هستند.

از خصوصیات این الگو آن است که با داده‌های تلفیقی نامتوازن[1] نیز قابل برآورد است. به این دلیل که این الگو اثرات ناکارایی را متغیر طی زمان در نظر می‌گیرد؛ لذا، تنها از داده‌های سری زمانی یا تلفیقی می‌توان استفاده کرد. به عبارت دیگر، در هر دوره زمانی ودر هر مقطع باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد.

الگوی دوم: الگوی اثر ناکارایی فنی بتیس و کولی(۱۹۹۵)[2]

در بررسی ادبیات اندازه‌گیری کارایی، مطالعاتی در زمینهٔ تعریف اثرات ناکارایی نظیر کارهای پیت و لی (۱۹۸۱) وجود دارد که از یک روش دو مرحله‌ای استفاده کرده است. بدین صورت که در مرحله اول تحلیل الگو، تابع تولید مرزی تصادفی تخمین زده شده و سطوح ناکارایی بنگاه‌ها مشخص می‌شود و در مرحلهٔ دوم تحلیل، اثر متغیرهای مربوط به مشخصات بنگاه نظیر تجربیات مدیریتی، نوع مالکیت و میزان دارایی بر میزان ناکارایی هر بنگاه اندازه گرفته می‌شود. اما، عمل تخمین دو مرحله‌ای ناقض برخی از فروض اقتصادسنجی است. زیرا، در مرحله اول برآورد جزء خطای یک‌طرفه که معرف ناکارایی است مستقل از مشاهدات در نظر گرفته می‌شد و در مرحله دوم، این فرض نقض می‌شود. بنابراین، سعی بر آن شد که به منظور بررسی اثرات ناکارایی یک روش یک مرحله‌ای ارائه شود. لذا، الگوهای مرزی تصادفی پیشنهاد شد که در آن جزء ناکارایی به طور صریح تابعی از بردار مشخصه‌های هر بنگاه تعریف می‌شود و خود شامل یک جزء تصادفی است.

بتیس و کولی (۱۹۹۵)، الگوی زیر را به منظور برآورد چنین الگویی ارائه کردند:

---

4. Unbalanced Panel Data.
1. Technical Inefficiency Effect.

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

به طوری‌که: Y_{it} و X_{it} و β و V_{it} قبلاً تعریف شده‌اند.

U_{it} ، متغیرهای تصادفی غیر منفی و مستقل از V_{it} که بیانگر ناکارایی فنی تابع تولید است 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 درآن: Z_{it} ، بردار$(P\times 1)$ از متغیرهای ویژه بنگاه است که در طول زمان تغییر نمی‌کند.

δ ، بردار$(1\times P)$ از پارامترهایی است که باید تخمین زده شود.

دو الگوی ارائه شده هیچ نقطه اشتراکی با هم ندارند و این‌گونه نیست که تحمیل قیودی به یکی از آنها، الگوی دیگر را حاصل نماید. به‌عبارت دیگر، این دو الگو از یک گروه نیستند.

برای برآورد توابع تولیدی با مشخصات بالا از نرم‌افزار[1] FRONTIER استفاده می‌شود. این نرم‌افزار را که تیم کولی در دانشگاه نیو انگلند طراحی کرده است، برای تخمین پارامترهای تابع تولید (هزینه) تصادفی به روش حداکثر درست‌نمایی تهیه شده است. این برنامه کارایی فنی هر بنگاه را با استفاده از توابع تولید (هزینه) مرزی تخمین زده شده، پیش‌بینی می‌کند. همچنین، روش حداکثر درست‌نمایی به بنگاه‌های کارآ اجازه می‌دهد که در تعیین مرز تولید (هزینه)، نقش بیشتری داشته باشند تا از اشکال ساختاری روش حداقل مربعات معمولی که به مشاهدات دورافتاده وزن یکسان می‌دهد، بکاهد. این برنامه قابلیت تخمین سیستم های معادلات را ندارد.

آنچه که تا کنون در مورد روش تابع تولید مرزی تصادفی بحث شده محور استدلال‌ها را تابع تولید قرار داده‌است. اما، در چارچوب نظریه‌های اقتصاد خرد توابع تولید و هزینه، دوگان یکدیگر محسوب می‌شوند؛ و در یک صنعت با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس حتماً هزینه‌ها نسبت به مقیاس کاهشی خواهند بود. از این ویژگی توابع تولید و هزینه در الگوسازی تابع هزینه مرزی تصادفی استفاده می‌شود. با استفاده از تابع هزینه افزون بر کارایی فنی، کارایی تخصیصی هم قابل اندازه‌گیری می‌شود. تابع هزینه مرزی تصادفی به صورت زیر تعریف می‌شود:

---

2. Version 4.1.

$$C_i = C(Y_i, W_i, \beta) + V_i + U_i \qquad i = 1,2,..., N$$

که در آن، C_i هزینه تولید بنگاه iام، C شکل تابعی مناسب، Y_i میزان محصول، W_i بردار $(k \times 1)$ قیمت عوامل تولید، β بردار پارامترهای مجهول، U_i ناکارایی هزینه و V_i جزء اختلال است. به دلیل اینکه افزایش ناکارایی سبب افزایش هزینه‌های تولید می‌شود، لذا در این تابع، علامت پشت U مثبت خواهد بود.

۵. مطالعات انجام گرفته

بتیس و حشمتی (۱۹۹۸)، در مقاله‌ای با نام کارایی فنی نیروی کار صنعت بانکداری سوئد، میزان کارایی آن صنعت را بررسی کرده‌اند و برای این منظور، ۱۲۷۵ مشاهده مربوط به ۱۵۶ بانک برای دوره زمانی ۱۹۸۴-۱۹۹۵ مورد بررسی قرار گرفته است. به دلیل اینکه بخش اعظمی از هزینه‌های بانک‌ها را هزینه نیروی انسانی تشکیل داده است؛ لذا، نیروی کار در این پژوهش ستاده محسوب شده است.

در این پژوهش، برآورد کارایی به‌روش پارامتریک انجام گرفته و تابع هزینه مرزی از نوع تبدیل لگاریتمی در نظر گرفته شده است.

$$LnY_{it} = \beta_0 + \beta_0^{*} D_{it} + \sum_{i=1}^{6} \beta_i X_{jit} + \sum_{j\leq}^{6} \sum_{k=1}^{6} \beta_{jk} X_{jit} X_{kit} + V_{it} + U_{it}$$

که در آن، Y_{it} بیانگر نیروی کار مورد استفاده بر اساس میزان ساعت در سال، D متغیر مجازی برای ضمانت‌نامه‌ها با مقدار یک در صورت وجود ضمانت‌نامه و صفر در غیر آن، β ضرایب مجهول، x_1 و x_2 و x_3 لگاریتم متغیرهای وام‌های عمومی‌کل، حجم ضمانت‌نامه‌ها و حجم‌سپرده‌ها و x_4 و x_5 و x_6 لگاریتم متغیرهای تعداد شعب حجم دارایی‌ها و سال مورد مشاهده است. الگو ناکارایی نیز به صورت زیر تعریف شده است:

$$U_{it} \sim / N(m_{IT}, \sigma_u^2) / \qquad m_{it} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{4} \gamma_{0j} D_{jit} + \sum_{i=1}^{4} \gamma_j Z_{jit}$$

که در آن، D_1 و D_2 و D_3 و D_4 متغیرهای مجازی مربوط به نوع بانک هستند و Z_1 و Z_2 و Z_3 و Z_4 به ترتیب، تعداد شعب، لگاریتم حجم دارایی‌ها و سال مشاهده و مجذور سال مشاهده است. در این الگو، کارایی اقتصادی حدود ۸۸٪ تخمین زده شد. همچنین، مشاهده شد که ناکارایی فنی نیروی کار رابطه مستقیمی با تعداد شعب و رابطه معکوسی با کل دارایی‌های بانک‌ها دارد.

استفان دیاکون[1] (۲۰۰۱)، در مقاله‌ای با عنوان کارایی شرکت‌های بیمه عمومی انگلستان کارایی شرکت‌های بیمه‌گر تخصصی و مختلط انگلستان را به کمک روش تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA) بررسی کرده و برای مقایسه نسبی عملکرد بیمه‌گران انگلستان، کارایی شرکت‌های بیمه را در پنج کشور اروپایی دیگر نیز محاسبه کرده است. در این مقاله، پس از بیان مقدمه و خلاصه‌ای از دیدگاه‌های مربوط به اندازه‌گیری کارایی، به بررسی داده‌ها و ستاده‌های صنعت بیمه پرداخته شده و این نکته ذکر شده است که در شرکت‌های مالی ماهیت داده یا ستاده بودن متغیرها ناملموس و مسئله‌ای چالش‌برانگیز بوده است. درعین حال، چنین بیان شده که در اکثر مطالعات درآمد حق بیمه به عنوان ستادهٔ صنعت بیمه‌گری پذیرفته شده است. قسمتی دیگر از این مقاله به مسئله ریسک و خطرپذیری شرکت‌های مالی مربوط می‌شود و بحث شده که ریسک‌پذیری بیشتر شرکت‌های مالی نظیر بیمه و بانکداری سبب کاهش ناکارایی آنها می‌شود.

در این مطالعه، منابع سرمایه‌ای و کارکنان به عنوان نهاده‌های اصلی صنعت بیمه‌گری و درآمدهای سرمایه‌گذاری و حق بیمه عاید شده به عنوان اصلی‌ترین ستاده‌ها لحاظ شده‌اند.

نتیجه کار مقایسه عملکرد ۴۳۱ شرکت بیمه‌ای در شش کشور اروپایی به صورت زیر حاصل شد:

نام کشور	انگلستان	فرانسه	آلمان	ایتالیا	هلند	سوئیس
متوسط کارایی فنی	٪۷۷	٪۶۷	٪۷۰	٪۵۶	٪۶۹	٪۶۶

مایکل اندرسون[2] (۲۰۰۱) در مقاله‌ای با عنوان "کارایی صنعت بیمه در کشورهای اسکاندیناوی"، کارایی این صنعت را در چهار کشور دانمارک، فنلاند، نروژ و سوئد برای یک دورهٔ پنج ساله (۱۹۹۳-۱۹۹۷) بررسی کرده است. او نیز، روش تحلیل فراگیر داده‌ها را برای این بررسی برگزید و در کنار آن، از شاخص مالم‌کوئیست برای اندازه‌گیری بهره‌وری استفاده کرد.

ستاده‌های صنعت بیمه در مطالعهٔ مذکورعبارتند از:

۱) درآمد حق بیمه‌های بازرگانی، **۲)** درآمد حق بیمه‌های حوادث شخصی، **۳)** درآمد حق بیمه‌های وسائل نقلیه و بیمه‌های خصوصی. همچنین، نهاده‌های صنعت بیمه در مقاله فوق، خالص هزینه‌های عملیاتی کل و پرداختی ناخالص خسارت هستند.

1. Diacon, S. (2001).
2. Andersen, M. (2001).

آمارهای مربوط به متغیرهای توضیحی و وابسته متعلق به ۱۸ شرکت دانمارکی، ۱۰ شرکت فنلاندی، ۸ شرکت نروژی و ۱۰ شرکت سوئدی و جمعاً، ۴۶ شرکت برای دوره زمانی ۱۹۹۳-۱۹۹۷ است. نتایج حاصل از بررسی فوق در جدول زیر بیان شده است:

جدول-۱. کارایی شرکت‌های بیمه در کشورهای اسکاندیناوی طی سال‌های ۱۹۹۳-۱۹۹۷

کشور	کارائی (درصد)	
	بازدهی ثابت نسبت به مقیاس	بازدهی متغیر نسبت به مقیاس
فنلاند	۹۳	۹۸
نروژ	۹۳	۹۷
دانمارک	۹۲	۹۶
سوئد	۹۱	۹۸

منبع: یافته‌های پژوهش، مایکل اندرسون (۲۰۰۱).

نتایج حاصل از این بررسی بیان می‌کند که بازارهای بیمه ملی در کشورهای مورد مطالعه تفاوت‌های گسترده ای نسبت به آنچه از قبل پیش‌بینی می‌شد؛ دارند، به طوری که اقتصاد ملی و عوامل سیاسی و سایر تفاوت‌های اساسی هم بین کشورها و هم بین خود شرکت‌های بیمه از عومل بسیار مهم و تأثیرگذار بر روی بازارهای هر کشور است. شرکت‌های هم سطح یکدیگر در این کشورها مراحل توسعه را پله به پله و به طور تقریباً یکسان طی‌می‌کنند و در اولین گام، در سطح ملی با یکدیگر ادغام می‌شوند، هزینه‌های تولید را می‌کاهند و به مقیاس اقتصادی می‌رسند. در مرحلهٔ دوم، به نظر می‌رسد که شرکت‌های بیمه‌ای به مزیت‌های گسترش فعالیت‌های خود با بانک‌ها و سایر مؤسسات مرتبط با صنعت بیمه پی می‌برند. این مزیت گسترش فعالیت‌ها هم به وسیله ادغام و ترکیب شرکت‌ها و هم به وسیله توافقات استراتژیک قابل دستیابی است. مرحلهٔ آخر از این مراحل، مرحله توسعه به فعالیت در سطح بین‌المللی مربوط می‌شود. به طوری که شرکت‌های بیمه‌ای در این مرحله از توسعه به افزایش قدرت مالی، کاهش در هزینه های خود و رسیدن به اندازه مطلوب اقتصادی توجه دارند.

۶. ماهیت داده و ستاده در صنعت بیمه

اگرچه شناخت ماهیت دقیق داده‌ها و ستاده‌ها در یک صنعت، اساس موفقیت تحلیل کارایی را تشکیل می‌دهد، اما در مؤسسات خدماتی، انجام این امر مشکل است، زیرا، برخی از کالاها و خدمات واسطه ای[1] این صنایع ماهیت دوگانه دارد، به طوری که می‌تواند هم داده و هم ستاده محسوب شود.

برای مؤسسات خدمات مالی نظیر بیمه و بانک نیز ماهیت داده و ستاده ناملموس است و ازاین‌رو، اندازه‌گیری و کنترل آن مشکل ساز است. لذا، اقتصاددانان همواره در مورد یک تعریف استاندارد درباره نهاده‌ها و ستاده‌ها در فعالیت‌های خدمات مالی اتفاق نظر ندارند. این مسئله در مورد صنعت بیمه نیز اجتناب ناپذیر است. همچنین، در اکثر موارد چون آمار مربوط به داده و ستاده به طور کامل در دسترس نیست، کوشش می‌شود که نماینده[2] مناسبی برای آنان تعریف شود[3].

بر خلاف مطالعات کارایی مؤسسات غیر مالی، که ستاده آنها به صورت شمارشی[4] است؛ در مؤسسات مالی ستاده بر مبنای مبلغ ارزشی[5] اندازه‌گیری می‌شود. زیرا، تنها در این صورت است که می‌توان خدمات ارائه شده مؤسسات مالی را اندازه‌گیری کرد[6]. اکثر مطالعات تجربی در این زمینه، درآمد حق بیمه را جهت اندازه‌گیری ستاده مورد توجه قرار داده‌اند و منظور از در آمد حق‌بیمه حاصل‌ضرب قیمت در تعداد بیمه‌نامه‌های فروش رفته است. اعمال درآمد حق بیمه به صورت خالص یا نا خالص، حق بیمه دریافتی یا حق بیمه عاید شده و یا با احتساب حق بیمه‌های اتکائی، بسته به نوع پژوهش و اهداف مورد نظر متفاوت است. همچنین، درآمد سرمایه‌گذاری در کنار درآمد حق بیمه دریافتی ستاده دیگر صنعت بیمه است. در اینجا نیز، مانند قبل ملاک ارزش، درآمدهای سرمایه‌گذاری و نه تعداد سرمایه‌گذاری ها است.

همچنین، مطالعاتی نیز وجود دارد که ارزش خسارت های پرداختی را به جای حق بیمه دریافتی ملاک اندازه‌گیری ستاده قرارداده‌اند[7]. 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 در کنار اصل تعریف ویژگی ستاده که باید بیشتر بر کمتر ترجیح داده شود؛ منطقی به نظر نمی‌رسد. دسته‌ای دیگر از مطالعات ارزش خسارت‌ها را یک نهاده تولید منظور کرده‌اند و با توجه به شکاف موجود بین خسارت

---

1. Intermediate Goods & Services.
2. Proxy.
3. Diacon. S. (2001), P.7.
4. Unit-Based.
5. Value-Based.
6. Diacon. S. (2001), p.6.
7. Cummins. D. (1998), p.27.

پرداختی و حق بیمه دریافتی آنرا با وقفه وارد الگو کرده‌اند. به هر حال، باید توجه داشت که ماهیت تصادفی داده‌های مربوط به خسارت پرداختی، این متغیر را برای روش‌های مرزی ناپارامتریک نامناسب کرده است[1].

در تعریف نهاده‌ها برای صنعت بیمه آنچه مسلم است به‌کارگیری نیروی کار و سرمایه به عنوان دو عامل اصلی تولید است. نیروی کار صنعت بیمه به سه گروه اداری، مدیریت و فروش تقسیم می‌شود، اما با وجود این مسئله در اکثر مطالعات سرجمع نیروی کار ملاک برآورد واقع شده است.

از طرف دیگر، شرکت‌های بیمه‌ای از دو منبع برای سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند:

۱) حقوق صاحبان سهام **۲)** ذخایر فنی

ذخایر فنی شامل ذخیره‌هایی است که برای هر یک از رشته‌های بیمه‌ای در نظر گرفته می‌شود. این ذخایر بخشی از حق بیمه‌های دریافتی شرکت بیمه است که به منظور ایفای تعهدات آتی شرکت در نظر گرفته می‌شود. وجود تناسب بین ذخایر فنی و حق بیمه های دریافتی نشانگر توجه شرکت بیمه به تعهدات آتی است.

۷. تابع تولید صنعت بیمه در ایران

در این مقاله، بیمه به عنوان یک واسطه مالی در نظر گرفته شده است که در بازارغیر رقابتی فعالیت می‌کند. در حال حاضر، چهار شرکت بزرگ بیمه‌ای دانا، البرز، آسیا و ایران به همراه شرکت بیمه‌ای صادرات و سرمایه‌گذاری در کشور به امر بیمه‌گری مشغول هستند که مدیریت تمامی آنها دولتی است. این سؤال مطرح است که در شرایط غیر رقابتی حاکم بر بازار بیمه کشور، آیا شرکت‌های بیمه از حداکثر توان خود استفاده می‌کنند؟

با توجه به اینکه شرکت بیمه صادرات و سرمایه‌گذاری سهم اندکی در بازار بیمه کشور داراست، در این مطالعه شرکت‌های بیمه‌ای دانا، البرز، آسیا و ایران ملاک بررسی واقع می‌شوند و برای بررسی کارایی فنی این صنعت حق بیمه دریافتی و درآمد سرمایه‌گذاری به‌عنوان ستاده صنعت بیمه در نظر گرفته شده‌اند.

برای حق بیمه‌های دریافتی، نیروی کار، سرمایه، تعداد شعب و تعداد نمایندگی به عنوان نهاده تولید منظور شده است و این‌گونه فرض شده است که نسبت تحصیلات نیروی کاربه کل نیروی کار، نسبت شعب تهران به کل شعب، نسبت حق بیمه دریافتی زندگی به کل حق بیمه، نسبت حق بیمه دریافتی

1. Diacon. S. (2001), P.9.

۲. در روش‌های غیرپارامتری ارزیابی کارایی تمامی انحرافات از مرز تولید ناکارایی تلقی خواهد شد و جایی برای تکانه‌های تصادفی و متغیرهای خارج از کنترل بنگاه نمی‌ماند.

غیر زندگی به کل حق بیمه، اندازه شرکت و زمان از عوامل مؤثر بر کارایی شرکت بیمه است. همچنین، ذخایر فنی و حقوق صاحبان سهام نهاده‌های درآمد سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شده‌اند و متغیرهای نسبت درآمد حاصل از اوراق قرضه دولتی و سپرده‌های بانکی به کل درآمد سرمایه‌گذاری، نسبت درآمد حاصل از اوراق سهام و مشارکت مدنی به کل درآمد سرمایه‌گذاری، نسبت درآمد سایر سرمایه‌گذاری‌ها به کل درآمد سرمایه گذاری، نسبت ذخایر فنی بیمه‌های زندگی به کل ذخایر فنی، نسبت ذخایر فنی بیمه‌های غیر زندگی به کل ذخایر فنی و زمان از عوامل مؤثر بر کارایی درآمد سرمایه‌گذاری منظور می‌شوند[1]. وارد کردن زمان در الگو به عنوان متغیر توضیحی به دلیل مشخص کردن تغییرات تکنیکی و تحولات فنی است. به طوری که ضریب مثبت برای متغیر زمان نشان دهنده پیشرفت فن‌آوری و ضریب منفی نشانگر پسرفت فن‌آوری خواهد بود.

در مطالعه حاضر، تابع تولید مرزی تصادفی تبدیل لگاریتمی[2] در نظر گرفته می‌شود. اطلاعات نیروی کار، شعب و نمایندگی با مراجعه به قسمت‌های مربوط چهارشرکت بیمه‌ای آسیا، دانا، البرز و ایران تهیه شده و سایر اطلاعات مورد نیاز از ترازنامه و صورت مالی این مؤسسات برای دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۸۰ استخراج شده است. اطلاعات متغیرهایی که به قیمت‌های جاری بیان شده‌اند، با استفاده از شاخص قیمت خدمات و مؤسسات پولی ومالی، با در نظر گرفتن سال ۱۳۷۶ به عنوان سال پایه تعدیل شده‌اند.

۸. کاربرد الگو در صنعت بیمه ایران

در این پژوهش، دو تابع جداگانه برای درآمد سرمایه‌گذاری‌ها و حق بیمه‌های در یافتی شرکت‌های بیمه به روش حداکثر درست‌نمایی برآورد می‌شود. ممکن است هر شرکت بیمه‌ای مورد مطالعه از منظری کاراً عمل کند. به منظور برآورد کارایی فنی صنعت بیمه از دیدگاه حق بیمه دریافتی تابع زیر برآورد می‌شود:

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

در رابطه فوق: Y_{it}، حق بیمه‌های دریافتی شرکت بیمه‌ای i در سال t

X_1 ، لگاریتم تعداد کارکنان شرکت بیمه

X_2 ، لگاریتم تعداد شعب شرکت بیمه

---

۱. بیمه‌های زندگی شامل بیمه‌های عمر، حوادث، بهداشت و درمان است که به بیمه‌های اشخاص نیز معروفند. برای سایر رشته‌های بیمه‌ای از واژه بیمه‌های غیرزندگی استفاده شده که به بیمه‌های اموال نیز شناخته می‌شوند.

2. Translog.

X_3، لگاریتم تعداد نمایندگی های شرکت بیمه

X_4، لگاریتم دارایی ثابت شرکت بیمه

X_5، سال مشاهده است که درآن X_5 به ترتیب برای سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۰ مقادیر۱ الی ۱۰ را داراست.

U_{it} و V_{it}، متغیر های تصادفی هستند که قبلا تشریح شد.

در قالب الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵) در تابع مرزی فوق، جزء ناکارایی فنی متأثر از عوامل زیر در نظر گرفته شده‌است:

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

$$m_{it} = \delta_0 + \sum_{J=1}^{6} \delta_j Z_{jit}$$

Z_1، لگاریتم دارایی کل شرکت بیمه که نشان دهنده اندازه شرکت بیمه است.

Z_2، نسبت حق بیمه دریافتی زندگی به کل حق بیمه

Z_3، نسبت حق بیمه دریافتی غیر زندگی به کل حق بیمه

Z_4، نسبت کارکنان با تحصیلات حداقل کارشناسی به کل کارکنان

Z_5، نسبت شعب تهران به کل شعب

Z_6، سال مشاهده

در این بررسی پس از انجام برآوردهای اولیه الگو به کمک نرم افزار FRONTIER، آزمون فرضیه در خصوص پارامترهای الگو، با استفاده از آماره حداکثر درست‌نمایی، انجام پذیرفته‌است و پس از انجام آزمون فرضیه‌ها، نتایج حاصل شده با عنوان الگوی ارجح برای هر یک از دو الگوی خطای ترکیبی مرزی (۱۹۹۲) و اثرات ناکارایی فنی (۱۹۹۵) ارائه می‌شود. در برآورد و تخمین درست‌نمایی در هر دو الگو پارامترهای $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ و $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ جایگزین σ_u^2 و σ_v^2 می‌شوند. اگر مقدار آماره گاما صفر باشد؛ بدین معناست که σ_u^2 صفر است و نیازی به وارد کردن جزء ناکارایی در الگو نیست.

در جدول (۲) ضرایب β_1 الی β_5 به ترتیب، ضرایب برآورد شده مربوط به لگاریتم تعداد کارکنان شرکت بیمه، لگاریتم تعداد شعب شرکت بیمه، لگاریتم تعداد نمایندگی‌های شرکت بیمه، لگاریتم دارایی ثابت شرکت بیمه و سال مشاهده است. ضرائب β_6 الی β_{20} نیز مربوط به جمله سوم تابع تبدیل لگاریتمی و در واقع، حاصل‌ضرب دو به دو نهاده‌های اصلی تولید است.

بر اساس نتایج به‌دست آمده از جدول (۲)، مقایسه عملکرد شرکت‌های بیمه‌ای از منظر حق بیمه دریافتی که در واقع، بیانگر اثرات ناکارایی آنها است؛ در جدول (۳) درج شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول-۲. برآورد حداکثردرست‌نمایی الگوی‌ارجح حق بیمه دریافتی در قالب الگوی‌اول(۱۹۹۲)

	ضرائب	انحراف معیار	آماره t
β 0	0.48449648E+02	0.10411587E+01	0.46534353E+02
β 1	0.17874450E+02	0.96836811E+00	0.18458322E+02
β 2	0.33680884E+01	0.13782245E+01	0.24437880E+01
β 3	0.20506883E+01	0.97730212E+00	0.20983156E+01
β 4	-0.66683500E+01	0.40086292E+00	-0.16634988E+02
β 5	0.25615218E+01	0.52454637E+00	0.48833087E+01
β 6	-0.18088570E+01	0.42375419E+00	-0.42686469E+01
β 7	0.19257903E+01	0.42149976E+00	0.45689001E+01
β 8	0.63499168E+00	0.24226860E+00	0.26210235E+01
β 9	-0.58034116E-01	0.24401710E+00	-0.23782807E+00
β10	0.15626111E+00	0.87069222E-01	0.17946767E+01
β11	-0.62832262E+00	0.17939193E+00	-0.35025134E+01
β12	0.71829702E-02	0.24863516E+00	0.28889599E-01
β13	-0.21844675E+00	0.13591849E+00	-0.16071893E+01
β14	0.60827372E-01	0.52855137E-01	0.11508318E+01
β15	0.16904920E+00	0.70062704E-01	0.24128272E+01
β16	-0.15675815E+00	0.72488534E-01	-0.21625233E+01
β17	0.52020871E-02	0.32544588E-01	0.15984492E+00
β18	0.17996859E+00	0.35962085E-01	0.50043981E+01
β19	-0.65571901E-01	0.23355673E-01	-0.28075364E+01
β20	-0.17811720E-02	0.64454921E-02	-0.27634384E+00
sigma-squared	0.93137892E-02	0.21722782E-02	0.42875673E+01
gamma	0.74268014E+00	0.11288442E-01	0.65791196E+02

mu is restricted to be zero
eta is restricted to be zero
log likelihood function = 0.36767953E+02

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول-۳. مقایسه عملکرد شرکت‌های بیمه از منظر حق بیمه دریافتی در قالب الگوی اول

بیمه‌ایران	بیمه آسیا	بیمه دانا	بیمه البرز	میانگین کارایی فنی

٪۸۴،۲۶	٪۷۹،۶۸	٪۷۰،۰۳	٪۷۹،۲۳	٪۷۹،۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

تخمین های حداکثر درست‌نمایی پارامترهای تابع مرزی تصادفی تبدیل لگاریتمی الگوی ارجح در قالب الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵) در جدول (۴) بیان شده است.

جدول-۴. برآوردحداکثر درست‌نمایی‌الگوی ارجح حق بیمه‌دریافتی در قالب الگوی‌دوم(۱۹۹۵)

	آماره	ضرایبt	انحراف معیار
beta 0	0.47866457E+02	0.10373299E+01	0.46143909E+02
beta 1	0.17968725E+02	0.97786948E+00	0.18375381E+02
beta 2	0.35436460E+01	0.96601771E+00	0.36683033E+01
beta 3	0.38590908E+00	0.10166182E+00	0.37960078E+01
beta 4	-0.65862717E+01	0.36916216E+00	-0.17841134E+02
beta 5	0.10816695E+01	0.69941891E+00	0.15465260E+01
beta 6	-0.75238415E+00	0.55943469E+00	-0.13449008E+01
beta 7	0.62829176E+00	0.43025926E+00	0.14602632E+01
beta 8	0.70144610E+00	0.19688463E+00	0.35627265E+01
beta 9	0.53223255E+00	0.30146032E+00	0.17655144E+01
beta10	0.50470400E-02	0.90404122E-01	0.55827543E-01
beta11	0.56531071E+00	0.12251717E+00	0.46141344E+01
beta12	0.65180103E-01	0.21557242E+00	0.30235827E+00
beta13	0.16120671E+00	0.11681583E+00	0.13800075E+01
beta14	0.60546188E-01	0.46856535E-01	0.12921610E+01
beta15	0.96553526E-01	0.56261164E-01	0.17161665E+01
beta16	-0.19564821E+00	0.60818726E-01	-0.32169074E+01
beta17	0.13672776E-01	0.13563174E-01	0.10080809E+01
beta18	0.21970088E+00	0.41010793E-01	0.53571479E+01
beta19	-0.45632285E-01	0.18101510E-01	-0.25209104E+01
beta20	-0.24781143E-02	0.45180619E-02	-0.54849055E+00
delta 0	0.48589705E+01	0.10928332E+01	0.44462141E+01
delta 1	-0.26650220E+00	0.52956680E-01	-0.50324567E+01
delta 2	-0.21989480E+01	0.77572298E+00	0.28347078E+01
delta 3	-0.26600225E+01	0.84555104E+00	0.31459041E+01
delta 4	0.32973368E+00	0.54721507E-01	0.60256688E+01
delta 5	-0.16119664E+01	0.35790411E+00	-0.45039058E+01

delta 6	-0.27640661E-01	0.23339128E-01	-0.11843057E+01
sigma-squared	0.93519632E-02	0.34168050E-02	0.27370491E+01
gamma	0.99999999E+00	0.57972192E-04	0.17249650E+05

log likelihood function = 0.56752688E+02

منبع: یافته‌های پژوهش.

در جدول (۴) ضرایب β_1 الی β_{20} تفسیری همانند الگوی اول را دارا هستند. اما در این الگو، ضرایب δ_1 الی δ_6 به‌ترتیب، مربوط به لگاریتم دارایی کل شرکت بیمه، نسبت حق بیمه دریافتی بیمه‌های زندگی به کل حق بیمه، نسبت حق بیمه دریافتی بیمه‌های غیر زندگی به کل حق بیمه، نسبت کارکنان با تحصیلات حداقل کارشناسی، نسبت شعب تهران به کل شعب و سال مشاهده است. این متغیرها برای بیان دلایل ناکارایی در شرکت‌های بیمه‌ای وارد الگو شده‌اند که از خصوصیات الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵) است.

جدول-۵ . مقایسه عملکرد شرکت‌های بیمه از منظر حق بیمه دریافتی در قالب الگوی دوم

سال	ایران	آسیا	دانا	البرز
1371	0.75796	0.74978	0.66978	0.67340
1372	0.83310	0.75448	0.66999	0.74595
1373	0.85346	0.77378	0.67400	0.77584
1374	0.85762	0.76672	0.71990	0.78924
1375	0.85473	0.77712	0.69524	0.80758
1376	0.89436	0.79077	0.73611	0.81612
1377	0.95214	0.77657	0.78538	0.86012
1378	0.97705	0.85544	0.79850	0.85635
1379	0.97880	0.88354	0.83072	0.87307
1380	0.98178	0.97847	0.97485	0.88425
متوسط دوره	0.89410	0.81067	0.75545	0.80819

منبع: یافته‌های پژوهش.

در قالب الگوی دوم تخمین‌های جزء ناکارایی به‌دست آمده به روش حداکثردرست‌نمایی در الگوی ارجح به شرح زیر است:

$$\hat{M} = 4.8589 - 2.6650Z_1 - 2.1989Z_2 - 2.66Z_3 + 0.3297Z_4 - 1.6119Z_5 - 0.0276Z_6$$

t آماره: 4.44 -5.03 2.83 3.14 6.02 -4.50 -1.18

در رابطه بالا، M میانگین جزء ناکارایی فنی است. افزایش متغیرهای با ضریب مثبت منجر به کاهش کارایی فنی و افزایش متغیرهای با ضریب منفی منجر به افزایش کارایی فنی 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 درطول زمان در دوره مورد بررسی افزایش خواهد یافت وافزایش نسبت نیروی کار با تحصیلات حداقل کارشناسی سبب کاهش کارایی فنی می‌شود.

به منظور برآورد کارایی فنی از منظر درآمد سرمایه‌گذاری فرم تبعی زیر برآورد می‌شود:

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

در رابطه فوق: Y_{it+1}، درآمد سرمایه‌گذاری‌های شرکت بیمه i در سال $t+1$

X_1 ، لگاریتم حقوق صاحبان سهام

X_2 ، لگاریتم ذخایر فنی

X_3 ، سال مشاهده

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

$$M_{it} = \delta_0 + \sum_{i=1}^{6}\delta_j Z_{jit}$$

به طوری که: Z_1، نسبت درآمد اوراق قرضه و سپرده‌های بانک به کل درآمد سرمایه‌گذاری

Z_2، نسبت درآمد سود سهام و مشارکت مدنی به کل درآمد سرمایه‌گذاری

Z_3، نسبت درآمد سایر سرمایه‌گذاری‌ها به کل درآمد سرمایه‌گذاری.

Z_4، نسبت ذخایر فنی بیمه‌های زندگی به کل ذخایر

Z_5، نسبت ذخایر فنی بیمه‌های غیر زندگی به کل ذخایر

الگوی ارجح درآمد سرمایه‌گذاری در قالب الگوی اول به شرح مندرج در جدول (۶) است.

نتایج این الگو، مقایسه‌ای از ناکارایی شرکت‌های بیمه‌ای را ارائه می‌دهد که در جدول (۷) بیان شده است. به دلیل ضعف آماره گاما (۴۹٪) در الگوی ارجح نتایج این الگو در سطح معنادار پایینی قابل استناد است. بدین معنا که با احتمال کمتر از ۵۰٪ وارد کردن جزء ناکارایی در کنار عوامل تصادفی در

تخمین الگو پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر، این ادعا مطرح می‌شود که نیازی به وارد کردن جزء ناکارایی در الگو نبوده است و الگو با روش‌های معمولی اقتصادسنجی نظیر حداقل مربعات معمولی قابل برآورد است.

تخمین‌های حداکثر درست‌نمایی پارامترهای تابع مرزی تصادفی تبدیل لگاریتمی الگوی ارجح در قالب الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵) در جدول (۸) ذکر شده است.

همان‌طور که قبلاً تشریح شد؛ ضرایب δ_1 الی δ_6 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 شده‌است که متغیرهای فوق بر کارایی مؤثر است. اما در قالب این الگو، پس از انجام آزمون حداکثر درست‌نمایی، عوامل مؤثر بر جزء ناکارایی به استثنای مقدار ثابت حذف شده‌اند[۱].

جدول-۶ . برآورد حداکثر درست‌نمایی الگوی ارجح درآمد سرمایه‌گذاری‌در قالب الگوی اول

	ضرائب	انحراف معیار	آماره t
β 0	0.36399193E+03	0.10000000E+01	0.36399193E+03
β 1	0.99796595E+01	0.10000000E+01	0.99796595E+01
β 2	0.22371067E+02	0.10000000E+01	0.22371067E+02
β 3	0.48702545E+01	0.10000000E+01	0.48702545E+01
β 4	0.79878984E+00	0.10000000E+01	0.79878984E+00
β 5	-0.12135373E+01	0.10000000E+01	-0.12135373E+01
β 6	0.32869364E+00	0.10000000E+01	0.32869364E+00
β 7	0.11721432E+01	0.10000000E+01	0.11721432E+01
β 8	-0.52554933E+00	0.10000000E+01	-0.52554933E+00
β 9	-0.45280960E-01	0.10000000E+01	-0.45280960E-01
sigma-squared	0.50426734E+00	0.10000000E+01	0.50426734E+00
gamma	0.49999999E+00	0.10000000E+01	0.49999999E+00

mu is restricted to be zero
eta is restricted to be zero
log likelihood function = -0.38183174E+02

۱. به دلیل ضعف آماره t مربوط به متغیرهای مؤثر بر کارایی درآمد سرمایه گذاری ، از آزمون حداکثر درست‌نمایی استفاده شد که در نتیجه این آزمون، خروج کلیه متغیرهای مفروض مؤثر بر کارایی به استثنای مقدار ثابت را لازم دانسته است .

منبع:یافته‌های پژوهش.

جدول-۷. مقایسه عملکرد شرکت‌های بیمه از منظر درآمد سرمایه‌گذاری در قالب الگوی اول

بیمه‌ایران	بیمه آسیا	بیمه دانا	بیمه البرز	میانگین کارایی فنی
٪۶۱،۵۶	٪۵۶،۰۶	٪۵۵،۱۶	٪۶۱،۲۶	٪۵۸،۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول-۸ . برآورد حداکثر درست‌نمایی الگوی ارجح درآمد سرمایه‌گذاری‌در قالب الگوی دوم

	ضرائب	انحراف معیار	آماره t
β 0	0.36447571E+03	0.10000000E+01	0.36447571E+03
β 1	0.99796595E+01	0.10000000E+01	0.99796595E+01
β 2	0.22371067E+02	0.10000000E+01	0.22371067E+02
β 3	0.48702545E+01	0.10000000E+01	0.48702545E+01
β 4	0.79878885E+00	0.10000000E+01	0.79878885E+00
β 5	0.12135379E+01	0.10000000E+01	0.12135379E+01
β 6	0.32869311E+00	0.10000000E+01	0.32869311E+00
β 7	0.11721429E+01	0.10000000E+01	0.11721429E+01
β 8	0.52554979E+00	0.10000000E+01	0.52554979E+00
β 9	-0.45281335E-01	0.10000000E+01	-0.45281335E-01
δ 0	-0.10093711E-08	0.10000000E+01	-0.10093711E-08
sigma-squared	0.86090155E+00	0.10000000E+01	0.86090155E+00
gamma	0.68000000E+00	0.10000000E+01	0.68000000E+00

log likelihood function = -0.37859415E+02

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج این الگو در خصوص کارایی فنی از منظر درآمد سرمایه‌گذاری در جدول (۹) آورده‌شده‌است. در این مورد نیز به دلیل ضعف آماره گاما در الگوی ارجح نتایج این الگو در سطح معنـادار پـایینی قابـل استناد است (۶۸٪)، و لذا، در تفسیر نتایج حاصل شده باید احتیاط شود.

جدول-۹ . مقایسه عملکرد شرکت‌های‌بیمه از منظر درآمد سرمایه‌گذاری در قالب الگوی دوم

سال	ایران	آسیا	دانا	البرز
1372	0.6734	0.7414	0.4802	0.6868
1373	0.5374	0.2482	0.747	0.6331
1374	0.566	0.5991	0.5304	0.7547
1375	0.7121	0.5015	0.2903	0.5243
1376	0.8447	0.7594	0.7087	0.5889
1377	0.6889	0.5657	0.4006	0.5651
1378	0.6766	0.2319	0.4662	0.7825
1379	0.6031	0.6225	0.6787	0.7755
1380	0.5438	0.714	0.5414	0.4879

متوسط دوره	0.649552	0.553746	0.538168	0.64431

منبع: یافته‌های پژوهش.

۹. نتیجه‌گیری

تخمین‌های حداکثر درست‌نمایی در قالب الگوی اول بتیس و کولی (۱۹۹۲) و از منظر حق بیمه دریافتی نشان داد که میانگین کارایی فنی برآورد شده در صنعت بیمه‌ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۸۰ برابر ۷۹/۳۰٪ است. به این معنا که تنها ۷۹/۳۰٪ از کل درآمد حق بیمه‌های قابل استحصال در شرایط کارایی کامل، با فرض وجود همین سطح از نهاده‌ها دریافت شده است.

در قالب الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵)، تخمین‌های حداکثر درست‌نمایی از منظر حق بیمه دریافتی نشان داد که میانگین کارایی فنی برآورد شده در صنعت بیمه‌ایران طی دوره زمانی۱۳۷۱ الی۱۳۸۰ برابر ۸۱/۷۱٪ 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.ضریب منفی۶ δ در جدول شماره (۴) بیانگر این مورد است.

نتایج تخمین ضرایب متغیرهای جزء ناکارایی الگوی دوم بتیس و کولی بر اساس جدول شماره(۴) 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 از انتظار 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 غیر زندگی بیشتر بوده است.

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

ضریب منفی نسبت شعب مستقر در تهران به کل شعب کشور نشان می‌دهد که استقرار شعب بیشتر در تهران سبب افزایش حق بیمه‌های دریافتی شده است. تمرکز جمعیتی بیشتر در تهران و استقرار فعالیت‌های تولیدی و خدماتی بیشتر در این کلان شهر، می‌تواند این مورد را توجیه کند.

تخمین‌های حداکثر درست‌نمایی در قالب الگوی اول بتیس و کولی(۱۹۹۲) و از منظر درآمد سرمایه‌گذاری نشان داد که میانگین کارایی فنی برآورده شده در صنعت بیمه‌ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۸۰ برابر ۵۸/۵۱٪ بوده است. این مقدار در قالب الگوی دوم برابر ۵۹/۶۴٪ بوده‌است.از آنجا که آماره گاما در الگوی ارجح هر دو الگو بسیار ضعیف است؛ از تفسیر ضرایب اجتناب می‌شود.

منابع

امامی میبدی، علی. (۱۳۷۹). *اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری*. مؤسسه مطالعات وپژوهش‌های بازرگانی، چاپ اول.

عابدی‌فر، پژمان. (۱۳۷۹). تخمین کارایی فنی صنعت بانکداری ایران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.

نفر، نصرت‌الله. (۱۳۸۰). برآورد کارایی فنی نیروی انسانی در صنعت بانکداری ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. سال نهم، شماره ۱ (پیاپی ۱۷).

Aigner, D. j., Lovell, C. A. K. & Schmidt, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Methods. *Journal of Econometrics*. No. 6, PP.21-37.

Andersen, M. (2001). *Insurance Efficiency in the Nordic Countries*. School of Economics and Management. University of Aarhus, Denmark.

Battese, G. E., and Coelli, T. J. (1995). Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Approach to Puddy Farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, No.3, PP.153-169

Battese, G. E., and T. J. Coelli, (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Production Production Functin for Panel Data. *Empirical Conomics*, No.20, PP.325-332

Battese, G. E., Heshmati, A. (1998). Efficiency of Labor Use in the Swedish Banking Industry: A Stochastic Frontier Approach. *CEPA Working Paper*, 98/06,University of New England, Australia

Coelli, T. (1996). A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Programming for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. *CEPA Working Paper*, 96/07,University of New England, Australia.

Cummins, J. D., Weiss, M. A. (1998). Analysing Firm Performance in the Insurance Industry Using Frontier Efficiency Methods. *Working Papers*, The Wharton School, Philadelphia

Diacon, S. (2001). *The Efficiency of UK General Insurance Companies.* CRIS Discussion paper series-2001-III, Center for Risk and Insurance Studies, University of Nottingham, U. K.

Farrel, M. J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of Royal Statistical Society*, Series A, 120, Part 3, PP.253-281

Nafar, N. (1997). Efficiency and Productivity in Iranian Manufacturing Industries. *Doctoral Thesis*, 69 Department of Economics, Goteborg University, Sweden

Stevenson, R. E. (1980). Likelihood Functions for Generalised Stochastic Frontier Estimation. *Journal of Econometrics*, 13:1, PP.57-66.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی