

Survival Analysis of Manufacturing Companies Listed on the Tehran Stock Exchange with an Emphasis on Technical Efficiency

Omid Takbiri ¹, Saeed Shirkavand ^{2*}

¹ Department of Financial Engineering, Aras Campus, University of Tehran, Tehran, Iran

^{2*} Department of Financial Engineering, College of Management, University of Tehran, Tehran, Iran (Corresponding author), Email: e.abbasian@ut.ac.ir

ARTICLE INFO

Article history:

Received: 30/07/2026

Received in revised form: 01/09/2026

Accepted: 17/10/2026

Available online: 17/10/2026

Keywords:

Firm survival

Technical efficiency

Stochastic frontier

Cox regression

Article 141 of the Commercial Code

Macroeconomic uncertainty

ABSTRACT

Purpose: This study examines how technical efficiency and macroeconomic conditions relate to the survival of manufacturing firms listed on the Tehran Stock Exchange. Non-survival is defined as a firm entering the state covered by Article 141 of the Iranian Commercial Code, i.e., accumulated losses exceeding 50 percent of capital.

Methodology: Quarterly data on 90 manufacturing firms over 2019–2024 (a balanced panel of 23 quarters) are analyzed in three steps. Technical efficiency is estimated with stochastic frontier models using the Battese–Coelli (1995) inefficiency effects specification under Cobb–Douglas and translog technologies; macroeconomic uncertainty is measured by the conditional variances of EGARCH(1,1) models for economic growth and inflation; and the hazard of entering the Article 141 state is estimated with Cox proportional hazards models using robust standard errors and a time-varying effect for the Human Development Index.

Findings: Mean technical efficiency is 0.64 (Cobb–Douglas) and 0.57 (translog), and a likelihood-ratio test favors the translog form. In both Cox models, higher technical efficiency, economic growth and bank deposit rates are associated with a lower hazard, whereas inventory growth, inflation and growth volatility are associated with a higher hazard. Market share, firm size, location, energy consumption and trade openness are not significant at the 5 percent level. The effect of the Human Development Index varies over time, and the sanctions proxy has a very small effect size. In industry-level estimates, efficiency is significant only in cement, lime and gypsum.

Conclusion: Firm survival depends on both firm-level technical performance, including working-capital management, and the level and stability of the macroeconomic environment. Results are conditional statistical associations rather than causal effects.

Article Type: Research Paper



©Authors

Cite: Takbiri, O., Shirkavand, S. (2026). Survival Analysis of Manufacturing Companies Listed on the Tehran Stock Exchange with an Emphasis on Technical Efficiency. *Journal of Intelligent Financial Management*, 2(3), 373-396.

Journal of Intelligent Financial Management,
2026, Vol. 2, No.3, pp. 373- 396

Publish by:

Tolou-e Binsh-e Ayandeh Scientific Institute

<https://doi.org/10.25843/JIFM.2025.8563.222056>

تجزیه و تحلیل بقای شرکت های تولیدی در بورس اوراق بهادار تهران با تاکید بر کارایی فنی

امید تکبیری^۱، سعید شیرکوند^{۲*}

۱ - گروه مهندسی مالی، پردیس ارس، دانشگاه تهران، تهران، ایران

۲ و * - گروه مهندسی مالی، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، ایمیل نویسنده مسئول: e.abbasian@ut.ac.ir

اطلاعات مقاله

تاریخچه مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۵/۰۸

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۶/۱۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۷/۲۵

تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۲۵

کلیدواژه ها:

بقای بنگاه

کارایی فنی

مرز تصادفی

رگرسیون کاکس

ماده ۱۴۱ قانون تجارت

نااطمینانی اقتصاد کلان

چکیده

هدف: این پژوهش رابطه کارایی فنی و شرایط اقتصاد کلان با بقای شرکت های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی می کند. «عدم بقا» به صورت ورود شرکت به وضعیت مشمولیت ماده ۱۴۱ قانون تجارت (زیان انباشته بیش از ۵۰ درصد سرمایه) تعریف شده است.

روش: داده های فصلی ۹۰ شرکت تولیدی در بازه بهار ۱۳۹۸ تا پاییز ۱۴۰۳ (پانل متوازن ۲۳ فصلی) در سه گام تحلیل شد. کارایی فنی با مدل مرزی تصادفی و الگوی ناکارایی باتیس-کوئلی (۱۹۹۵) در دو تصریح کاب-داگلاس و ترانسلوگ برآورد شد؛ نااطمینانی رشد اقتصادی و تورم با واریانس شرطی مدل EGARCH(1,1) استخراج شد؛ و مخاطره ورود به وضعیت ماده ۱۴۱ با رگرسیون مخاطرات متناسب کاکس، خطاهای استاندارد مقاوم و اثر زمان متغیر شاخص توسعه انسانی مدل سازی شد.

یافته ها: میانگین کارایی فنی در تصریح های کاب-داگلاس و ترانسلوگ به ترتیب ۰٫۶۴ و ۰٫۵۷ برآورد شد و آزمون نسبت درست نمایی تصریح ترانسلوگ را ترجیح داد. در هر دو مدل کاکس، کارایی فنی، رشد اقتصادی و نرخ سود بانکی با مخاطره کمتر، و رشد موجودی کالا، تورم و نوسان رشد اقتصادی با مخاطره بیشتر همراه بودند. سهم فروش شرکت در صنعت، اندازه، مکان شرکت، مصرف انرژی و باز بودن تجاری در سطح ۵ درصد معنادار نبودند. اثر شاخص توسعه انسانی زمان متغیر بود و اندازه اثر شاخص تحریم بسیار کوچک به دست آمد. در تحلیل تفکیکی، رابطه کارایی فنی و مخاطره تنها در صنعت سیمان، آهک و گچ معنادار بود.

نتیجه گیری: بقای شرکت های تولیدی هم به عملکرد فنی بنگاه و مدیریت سرمایه در گردش و هم به سطح و ثبات فضای اقتصاد کلان وابسته است. نتایج باید به عنوان روابط آماری مشروط تفسیر شوند و شناسایی علی در گرو پژوهش های تکمیلی است.

نوع مقاله: پژوهشی



© نویسندگان

استناد: تکبیری، امید و شیرکوند، سعید . (۱۴۰۵). تجزیه و تحلیل بقای شرکت های تولیدی در بورس اوراق بهادار تهران با تاکید بر کارایی فنی. *مدیریت مالی هوشمند*، ۲(۳)، ۳۷۳-۳۹۶.

نشریه مدیریت مالی هوشمند، ۱۴۰۵، دوره ۲، شماره ۳، صفحه ۳۷۳-۳۹۶.

ناشر: موسسه علمی طلوع بینش آینده

<https://doi.org/10.25843/JIFM.2025.8563.222056>

۱. مقدمه

بقا و خروج بنگاه‌ها از بازار یکی از سازوکارهای اصلی تخصیص منابع در اقتصادهای بازار است. مطابق ادبیات اقتصاد صنعتی، فرایند انتخاب بازار بنگاه‌های کم‌بهره‌ور را به تدریج به حاشیه می‌راند و منابع را به سمت بنگاه‌های کارا تر منتقل می‌کند؛ از این رو، شناخت عوامل تعیین‌کننده بقا هم برای مدیران و سرمایه‌گذاران و هم برای سیاست‌گذاران صنعتی و ناظران بازار سرمایه اهمیت دارد (جووانوویچ، ۱۹۸۲؛ هوپنهاین، ۱۹۹۲؛ کیوز، ۱۹۹۸). در اقتصادهای در حال توسعه که بنگاه‌ها هم‌زمان با ناکارایی‌های درونی و شوک‌های کلان مواجه‌اند، این پرسش اهمیت بیشتری می‌یابد:

• آیا بنگاه‌های کارا تر واقعاً کمتر در معرض شکست مالی قرار می‌گیرند، یا فشارهای محیط کلان اثر عوامل درون‌بنگاهی را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد؟

شرکت‌های تولیدی بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ای فعالیت کرده‌اند که با تورم بالا و پرنوسان (در داده‌های این پژوهش، تورم فصلی بین حدود ۲۸ تا ۶۴ درصد نوسان دارد)، تغییرات چشمگیر رشد اقتصادی، نوسانات ارزی، محدودیت‌های ناشی از تحریم‌های اقتصادی و تغییر نرخ‌های سود بانکی همراه بوده است. چنین محیطی از یک سو هزینه‌ها و نیاز به سرمایه در گردش را افزایش می‌دهد و از سوی دیگر افق برنامه‌ریزی بنگاه را کوتاه و ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری را دشوار می‌کند. در این شرایط، توان بنگاه در تبدیل مؤثر نهاده‌ها به ستانده، که در ادبیات با مفهوم کارایی فنی سنجیده می‌شود، می‌تواند حائلی در برابر فشارهای هزینه‌ای و تقاضایی باشد؛ اما اینکه این حائل در عمل تا چه اندازه کارساز است، پرسشی تجربی است.

برای سنجش بقا، پژوهش‌های تجربی معمولاً از خروج قطعی (انحلال یا ورشکستگی) استفاده می‌کنند. در بازار سرمایه، خروج قطعی شرکت‌های بورسی رویدادی نادر است و شرکت‌ها پیش از آن معمولاً دوره‌ای طولانی از زیان‌دهی و تضعیف ساختار مالی را تجربه می‌کنند. ماده ۱۴۱ قانون تجارت ایران مقرر می‌دارد که اگر بر اثر زیان‌های وارده دست‌کم نیمی از سرمایه شرکت سهامی از بین برود، هیئت‌مدیره باید بی‌درنگ مجمع عمومی فوق‌العاده را برای تصمیم‌گیری درباره انحلال یا ادامه فعالیت شرکت دعوت کند. این مقرر یک آستانه قانونی، مشاهده‌پذیر و مبتنی بر صورت‌های مالی فراهم می‌کند و می‌تواند نشانه‌ای از تضعیف جدی بنیه مالی و ورود شرکت به مرحله‌ای پرمخاطره باشد. در این مقاله «عدم بقا» به معنای ورود شرکت به این وضعیت تعریف می‌شود، نه لزوماً انحلال قطعی؛ زیرا مجمع عمومی ممکن است ادامه فعالیت را تصویب کند.

با وجود پشتوانه نظری نیرومند برای ارتباط کارایی و بقا، شواهد تجربی یکدست نیست. کارایی در بسیاری از مطالعات با شاخص‌های تقریبی مانند بهره‌وری جزئی نیروی کار یا نسبت‌های مالی سنجیده می‌شود، در حالی که مرز تولید تصادفی امکان می‌دهد ناکارایی از شوک‌های تصادفی تفکیک شود و شاخصی مبتنی بر فاصله بنگاه از مرز فناوری به دست آید. افزون بر این، نااطمینانی اقتصاد کلان که در نظریه‌های سرمایه‌گذاری تحت عدم قطعیت نقشی محوری دارد، اغلب تنها از طریق سطح متغیرها وارد مدل‌ها می‌شود و نوسان شرطی آنها کمتر هم‌زمان با کارایی بنگاه مورد توجه قرار می‌گیرد.

مقاله حاضر با طراحی سه مرحله‌ای به این مسئله می‌پردازد. در مرحله نخست، کارایی فنی ۹۰ شرکت تولیدی با تحلیل مرزی تصادفی و در دو تصریح کاب-داگلاس و ترانسلوگ برآورد می‌شود تا حساسیت نتایج به فرم تابع تولید سنجیده شود. در مرحله دوم، با برآورد مدل‌های EGARCH، نااطمینانی رشد اقتصادی و تورم به صورت واریانس شرطی استخراج می‌شود. در مرحله سوم، مخاطره ورود شرکت به وضعیت ماده ۱۴۱ با رگرسیون مخاطرات متناسب کاکس مدل‌سازی می‌شود؛ در این مرحله فرض تناسب مخاطرات آزمون و در صورت نقض، اثر متغیر مربوط به صورت زمان‌متغیر وارد مدل می‌شود. افزون بر این، ناهمگنی صنعتی رابطه کارایی و مخاطره نیز بررسی می‌شود. سهم مقاله در چهار نکته خلاصه می‌شود:

به کارگیری هم‌زمان کارایی فنی مرزی، نااطمینانی شرطی کلان و شاخص‌های درون‌بنگاهی در یک چارچوب واحد تحلیل بقا؛

استفاده از رویداد قانونی و مشاهده‌پذیر ماده ۱۴۱ به عنوان معیار عدم بقا در بازار سرمایه ایران؛

ارزیابی استحکام نتایج نسبت به فرم تابع تولید و نسبت به نقض فرض تناسب مخاطرات؛

تفسیر محتاطانه یافته‌ها؛ نتایج به عنوان روابط آماری مشروط گزارش می‌شود و میان معناداری آماری و اهمیت اقتصادی تفکیک قائل می‌شویم.

ادامه مقاله به این صورت سازمان یافته است: بخش دوم مبانی نظری، پیشینه پژوهش و فرضیه‌ها را ارائه می‌کند؛ بخش سوم روش پژوهش، داده‌ها و الگوهای اقتصادسنجی را شرح می‌دهد؛ بخش چهارم یافته‌ها را گزارش می‌کند؛ بخش پنجم به بحث و تفسیر می‌پردازد؛ و بخش ششم نتیجه‌گیری، پیشنهادها و محدودیت‌ها را دربر دارد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بقا در ادبیات اقتصاد صنعتی معمولاً به ادامه فعالیت بنگاه در بازار تا زمان مشخص و در مقابل آن، خروج (انحلال، ورشکستگی، ادغام یا حذف از فهرست بازار) اطلاق می‌شود. در پژوهش‌های مالی، بخش مهمی از مطالعات به پیش‌بینی ورشکستگی و فشار مالی بر پایه نسبت‌های حسابداری اختصاص یافته است (آلمن، ۱۹۶۸؛ اولسون، ۱۹۸۰). شومی (۲۰۰۱) نشان داد که مدل‌های مخاطره چندمرحله‌ای، که زمان و تغییر ویژگی‌های بنگاه را در نظر می‌گیرند، در پیش‌بینی ورشکستگی از مدل‌های ایستا برتری دارند. این نتیجه چارچوب تحلیل بقا را برای مسئله حاضر موجه می‌کند: مسئله اصلی نه صرفاً «آیا» رویداد رخ می‌دهد، بلکه «چه زمانی» و تحت چه شرایطی رخ می‌دهد.

در حقوق شرکت‌های ایران، ماده ۱۴۱ قانون تجارت سازوکاری برای مواجهه با زیان‌های سنگین فراهم کرده است. بر پایه این ماده، هرگاه بر اثر زیان‌ها دست‌کم نیمی از سرمایه شرکت سهامی از بین برود، هیئت‌مدیره مکلف است مجمع عمومی فوق‌العاده را برای تصمیم درباره انحلال یا ادامه فعالیت دعوت کند. از منظر پژوهش تجربی، این مقرره سه مزیت دارد: آستانه‌ای کمی و یکسان برای همه شرکت‌ها دارد؛ از صورت‌های مالی منتشرشده قابل مشاهده است؛ و رخداد آن پیش از انحلال قطعی و در نتیجه در زمانی رخ می‌دهد که هنوز امکان اصلاح مسیر وجود دارد. در مقابل، این معیار بازتاب‌دهنده روش‌های حسابداری، سیاست‌های شناسایی زیان و تصمیم‌های مدیریتی درباره سرمایه نیز هست و صرفاً معیار «واقعی» شکست اقتصادی نیست؛ نکته‌ای که در تفسیر یافته‌ها باید مورد توجه قرار گیرد.

نظریه‌های اقتصادی بقای بنگاه بر ناهمگنی بنگاه‌ها در بهره‌وری یا کارایی استوارند. در مدل یادگیری منفعل جووانوویچ (۱۹۸۲)، بنگاه‌ها از کارایی واقعی خود به‌طور کامل آگاه نیستند و از راه مشاهده سود و زیان دوره‌ای آن را می‌آموزند؛ بنگاه‌هایی که در فرایند یادگیری به این نتیجه می‌رسند که کارایی‌شان پایین است، از بازار خارج می‌شوند و بنگاه‌های کارآتر رشد می‌کنند. هوپنهاین (۱۹۹۲) در چارچوب تعادل بلندمدت با ورود و خروج آزاد نشان داد که بنگاه‌ها زمانی خارج می‌شوند که بهره‌وری‌شان از یک حد آستانه‌ای پایین‌تر رود و این آستانه با شرایط بازار تغییر می‌کند. اریکسون و پیکز (۱۹۹۵) با مدل «کاوش فعال» نشان دادند که بنگاه‌ها با سرمایه‌گذاری‌های نامطمئن در پی ارتقای جایگاه خود هستند و نتیجه این سرمایه‌گذاری‌ها هم رشد و هم خروج را تعیین می‌کند.

در بوم‌شناسی سازمانی، بقا حاصل تناسب بنگاه با محیط و جمود ساختاری آن است (هانان و فریمن، ۱۹۷۷)؛ بنگاه‌های دارای قابلیت انطباق کمتر در برابر تغییرات محیطی آسیب‌پذیرترند. دیدگاه مبتنی بر منابع نیز بقای پایدار را به منابع و قابلیت‌های ارزشمند و کمیاب بنگاه پیوند می‌دهد (بارنی، ۱۹۹۱). ترکیب این دیدگاه‌ها به این انتظار می‌انجامد که بنگاه‌های دارای کارایی فنی بالاتر، ظرفیت جذب شوک‌ها را بیشتر داشته باشند. با وجود این، شدت فرایند انتخاب به ویژگی‌های نهادی بازار بستگی دارد. در محیط‌هایی که قیمت‌گذاری دستوری، یارانه نهاده‌ها، دسترسی ترجیحی به منابع مالی یا محدودیت‌های ورود و رقابت وجود دارد، بنگاه‌های ناکارا ممکن است مدت بیشتری دوام بیاورند و رابطه کارایی و بقا ضعیف‌تر از نظریه مشاهده شود.

از طرف دیگر کارایی فنی، به تعبیر فارل (۱۹۵۷)، نسبت ستانده مشاهده‌شده به حداکثر ستانده ممکن با نهاده‌های معین است. روش مرز تصادفی که آیگنر و همکاران (۱۹۷۷) و میوسن و ون دن بروک (۱۹۷۷) معرفی کردند، جمله خطا را به دو جزء تفکیک می‌کند: جزء تصادفی متقارن که شوک‌های خارج از کنترل بنگاه را منعکس می‌کند و جزء ناکارایی یک‌طرفه که فاصله بنگاه از مرز تولید را نشان می‌دهد. برخلاف روش‌های ناپارامتریک، این رویکرد به مشاهدات پرت و خطای اندازه‌گیری حساسیت کمتری دارد و امکان آزمون فرضیه‌های آماری درباره تابع تولید را فراهم می‌کند (کومبخار و لاول، ۲۰۰۰). باتیس و کوئلی (۱۹۹۵) الگوی برای داده‌های پانل ارائه کردند که در آن میانگین ناکارایی تابع متغیرهای توضیحی و از جمله زمان است.

سازوکارهای پیوند کارایی و بقا چند مسیر دارد. نخست، بنگاهی که نهاده‌ها را با ائتلاف کمتری به ستانده تبدیل می‌کند، به ازای هر سطح قیمت فروش هزینه تمام‌شده کمتری دارد و حاشیه سود بزرگ‌تری برای مقابله با افزایش قیمت نهاده‌ها یا کاهش تقاضا در اختیار دارد. دوم، کارایی بیشتر به معنای استفاده بهتر از ظرفیت و سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده و در نتیجه بازده بهتری دارد. سوم، در مدل‌های انتخاب، بنگاه‌های ناکارا در آستانه خروج قرار می‌گیرند (جووانوویچ، ۱۹۸۲؛ هوپنهاین، ۱۹۹۲). شواهد تجربی مبتنی بر داده‌های خرد نشان می‌دهد که تفاوت بهره‌وری بین بنگاه‌های یک صنعت بزرگ و پایدار است و بنگاه‌های خارج‌شونده به‌طور متوسط بهره‌وری کمتری دارند (اولی و پیکز، ۱۹۹۶؛ بارتلزن و دومز، ۲۰۰۰). بر این اساس، انتظار نظری آن است که کارایی فنی با مخاطره عدم بقا رابطه منفی داشته باشد. به‌کارگیری کارایی برآوردشده به‌عنوان متغیر توضیحی در مرحله

دوم دو ملاحظه روش‌شناختی به همراه دارد. اولاً کارایی متغیری برآورد شده است و عدم قطعیت برآورد آن در مرحله بعد لحاظ نمی‌شود؛ ثانیاً وانگ و اشمیت (۲۰۰۲) نشان دادند که رویکرد دوم‌مرحله‌ای، در صورتی که متغیرهای مرحله دوم در مرحله نخست وارد نشده باشند، می‌تواند به برآوردهای اریب منجر شود. این دو نکته در بخش محدودیت‌ها دوباره مطرح می‌شوند.

بر پایه چارچوب پورتر (۱۹۸۰)، شدت رقابت و جایگاه بنگاه در صنعت از عوامل تعیین‌کننده سودآوری بلندمدت است. بنگاه‌هایی با سهم فروش بیشتر معمولاً از صرفه‌های مقیاس، قدرت چانه‌زنی با تأمین‌کنندگان و قدرت قیمت‌گذاری بیشتری برخوردارند و در نتیجه حاشیه امن‌تری در برابر شوک‌ها دارند. در مقابل، رقابت شدید می‌تواند بنگاه‌ها را به کاهش هزینه و ارتقای بهره‌وری ناچار کند و در عین حال حاشیه سود را کاهش دهد. بنابراین اثر رقابت بر بقا از نظر نظری قطعی نیست و به توان رقابتی بنگاه و ماهیت صنعت بستگی دارد. در این پژوهش، رقابت با سهم فروش شرکت از فروش صنعت سنجیده می‌شود؛ سهم بیشتر نشانه جایگاه رقابتی قوی‌تر و انتظار بر آن است که با مخاطره کمتر همراه باشد. اندازه بنگاه از راه دسترسی بیشتر به منابع مالی، تنوع بازار و تأمین، توان چانه‌زنی و امکانات مدیریتی بر بقا اثر می‌گذارد. مطالعات تجربی درباره بقای بنگاه‌ها معمولاً نشان می‌دهند که بنگاه‌های بزرگ‌تر مخاطره خروج کمتری دارند (ماتا و پرتغال، ۱۹۹۴؛ اودرچ و محمود، ۱۹۹۵)، هرچند بنگاه‌های بزرگ با هزینه‌های ثابت بالاتر و انعطاف‌پذیری کمتر مواجه‌اند و جهت اثر همواره یکسان نیست. در نمونه این پژوهش، بیش از ۹۰ درصد شرکت‌ها بیش از صد شاغل دارند و تغییرپذیری متغیر اندازه اندک است؛ از این رو توان آماری این متغیر محدود خواهد بود. رشد موجودی کالا از منظر مدیریت سرمایه در گردش اهمیت دارد. انباشت موجودی، اگر همراه با رشد متناسب فروش نباشد، منابع مالی را در دارایی‌های کم‌نقدشونده مسدود می‌کند، هزینه انبارداری و ریسک کاهش ارزش کالا را بالا می‌برد و نیاز به تأمین مالی کوتاه‌مدت را افزایش می‌دهد. البته در محیط تورمی، انباشت موجودی ممکن است رفتاری احتیاطی برای حفظ ارزش دارایی‌ها باشد و اثر آن مبهم شود؛ با این حال انتظار غالب آن است که رشد موجودی با مخاطره بیشتر همراه باشد. مکان استقرار شرکت (تهران یا خارج از تهران) از راه دسترسی به بازار مصرف، خدمات مالی، نیروی انسانی متخصص و زیرساخت‌ها می‌تواند بر عملکرد اثر بگذارد؛ اما برای شرکت‌های بورسی که بازار فروش و تأمین آنها ملی یا صادراتی است، این متغیر ممکن است بخش کوچکی از تفاوت‌های جغرافیایی واقعی را ثبت کند. مصرف انرژی نیز به‌عنوان نهاده اساسی تولید می‌تواند از طریق ساختار هزینه بر بقا اثر بگذارد، اما جهت آن به شدت انرژی صنعت، فناوری تولید و امکان انتقال هزینه به قیمت فروش بستگی دارد.

رشد اقتصادی از راه تقاضا، فروش و فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر بقای بنگاه اثر می‌گذارد و انتظار می‌رود با مخاطره کمتر همراه باشد. نااطمینانی اما مسیر متفاوتی دارد. بر اساس نظریه سرمایه‌گذاری تحت عدم قطعیت، وقتی سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر است و آینده نامطمئن، انتظار برای کسب اطلاعات بیشتر ارزشمند می‌شود و بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری و استخدام را به تعویق می‌اندازند (برنانکی، ۱۹۸۳؛ دیکسیت و پیندایک، ۱۹۹۴). بلوم (۲۰۰۹) نشان داد که شوک‌های نااطمینانی می‌توانند کاهش موقت تولید و اشتغال را به دنبال داشته باشند. رمی و رمی (۱۹۹۵) نیز رابطه منفی میان نوسان رشد و متوسط رشد را گزارش کردند. بنابراین انتظار می‌رود نوسان شرطی رشد با مخاطره بیشتر همراه باشد. تورم از طریق افزایش هزینه نهاده‌ها و دستمزد، نیاز به سرمایه در گردش و اختلال در سیگنال‌های قیمتی می‌تواند حاشیه سود را تحت فشار قرار دهد؛ فریدمن (۱۹۷۷) به ارتباط تورم بالا با نااطمینانی تورمی و ناکارایی تخصیص اشاره کرد. برای بنگاه‌های تولیدی که فاصله زمانی میان خرید نهاده و فروش محصول دارند، اثر این فشار بیشتر است. نرخ سود بانکی نیز کانال‌های چندگانه‌ای دارد: افزایش آن هزینه تأمین مالی بدهکاران را بالا می‌برد و بر اساس نظریه جیره‌بندی اعتبار می‌تواند مشکل انتخاب نامساعد را تشدید کند (استیگلیتز و ویس، ۱۹۸۱؛ فازاری و همکاران، ۱۹۸۸)؛ اما در اقتصادی با تورم بالا، نرخ اسمی سپرده ممکن است هم‌زمان نماینده شرایط پولی و اعتباری و تورم انتظاری باشد و به همین دلیل علامت آن از نظر نظری مبهم است. باز بودن تجاری هم فرصت‌های صادراتی و دسترسی به نهاده‌ها و فناوری خارجی را گسترش می‌دهد و هم بنگاه‌ها را در معرض رقابت خارجی قرار می‌دهد. در مدل ملیتز (۲۰۰۳)، گسترش تجارت به بازتخصیص منابع از بنگاه‌های کم‌بهره‌ور به بنگاه‌های پربهره‌ور می‌انجامد؛ بنابراین اثر آن بر مخاطره بنگاه به بنگاه به توان رقابتی آن وابسته است. تحریم‌های اقتصادی نیز از راه محدودیت تجارت، دشواری دسترسی به منابع مالی و فناوری، اختلال در زنجیره تأمین و نوسان نرخ ارز بر بنگاه‌ها اثر می‌گذارد (هافبائر و همکاران، ۲۰۰۷). در این مطالعه، به دلیل نبود شاخص مستقیم شدت تحریم در سطح بنگاه، نرخ رشد نرخ ارز بازار آزاد به‌عنوان جانشین (پروکسی) تحریم به کار رفته است؛ از این رو این متغیر هم‌زمان تحریم، انتظارات ارزی و فشارهای تورمی را منعکس می‌کند. شاخص توسعه انسانی ابعاد سلامت، آموزش و سطح زندگی را در بر می‌گیرد. بر پایه نظریه سرمایه انسانی (بکر، ۱۹۶۴) و رویکرد توانمندی (سن، ۱۹۹۹)، بهبود این ابعاد کیفیت نیروی کار و محیط اجتماعی

کسب‌وکار را ارتقا می‌دهد و می‌تواند مخاطره بنگاه‌ها را کاهش دهد. اما این شاخص متغیری ملی و با تغییرات کند است و اثر آن ممکن است در طول زمان ثابت نباشد؛ به همین دلیل در مدل کاکس نخست فرض تناسب مخاطرات برای آن آزمون می‌شود. پژوهش‌های تجربی درباره بقا از دهه ۱۹۸۰ به‌طور گسترده از مدل‌های مخاطره و مدت‌زمان استفاده کرده‌اند (کیفر، ۱۹۸۸). ماتا و پرتغال (۱۹۹۴) عمر بنگاه‌های جدید در پرتغال را بررسی کردند و اندازه اولیه و ویژگی‌های صنعت را از عوامل مهم بقا یافتند. اودرج و محمود (۱۹۹۵) با تابع مخاطره نشان دادند که ویژگی‌های بنگاه و صنعت و شرایط محیطی بقای بنگاه‌های جدید را شکل می‌دهند. کیوز (۱۹۹۸) در مروری بر ادبیات ورود و خروج، بر پیوند میان ناهمگنی بنگاه‌ها و خروج تأکید کرد. در حوزه مالی، شومی (۲۰۰۱) کاربرد مدل مخاطره را در پیش‌بینی ورشکستگی نشان داد. در حوزه نااطمینانی، بلوم (۲۰۰۹) اثرهای کلان شوک‌های نااطمینانی را تبیین کرد. آنچه کمتر دیده می‌شود، ترکیب کارایی فنی مرزی، نوسان شرطی متغیرهای کلان و ویژگی‌های بنگاه در یک مدل بقای واحد برای شرکت‌های بورسی یک اقتصاد با نوسان زیاد و تحریم است. مقاله حاضر می‌کوشد این ترکیب را بر پایه رویداد قانونی ماده ۱۴۱ آزمون کند. افین و همکاران (۲۰۲۵) تأثیر عملکرد شرکت به‌ویژه کارایی را بر بقای سازمانی ارزیابی می‌کنند. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه داده‌های سطح شرکت هستند که از سرشماری‌های شرکت‌های تولیدی متوسط و بزرگ طی سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ در اندونزی استخراج شده‌اند. این مطالعه از دو تکنیک مدل خطر متناسب کاکس و رگرسیون پواسون استفاده کرد. محققان رگرسیون کاکس را با داده‌های سطح شرکت تخمین زده، در حالی که رگرسیون پواسون با داده‌های کل برای کدهای آیسیک دو رقمی رقمی تخمین زده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که کارایی یک شرکت نسبت خطر را کاهش و زمان بقای آن را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، کارایی، شانس بقا و ورود شرکت‌ها در اندونزی را افزایش می‌دهد و نرخ خروج شرکت از بازار اندونزی را کاهش می‌دهد. آراین و همکاران (۲۰۲۴) به برآورد بقای مشاغل کوچک در مناطق روستایی از منظر استراتژی‌های بازاریابی، پذیرش فناوری جدید، سیاست‌های مالیاتی انعطاف‌پذیر و جنبه‌های حقوقی پرداختند. محققان برای آزمایش روابط تجربی بین متغیرهای مستقل و وابسته، یک نظرسنجی مقطعی در میان صاحبان مشاغل کوچک در سوکور برای جمع‌آوری داده‌های اولیه از طریق پرسشنامه با مقیاس لیکرت انجام دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که استفاده از فناوری جدید، تاکتیک‌های بازاریابی، انعطاف‌پذیری در جنبه‌های قانونی و قوانین مالیاتی انعطاف‌پذیر ممکن است به بقای کسب‌وکارهای کوچک در اقتصاد کمک کند. اسلام و فاطما (۲۰۲۳) احتمال بقای شرکت‌ها را در طول همه‌گیری COVID-19 بررسی می‌کنند و اثرات استراتژی‌های تجاری دوران همه‌گیری را بر بقای شرکت شناسایی می‌کنند. این مطالعه داده‌های نظرسنجی سازمانی بانک جهانی را با سه داده پیمایشی متوالی COVID-19 ترکیب می‌کند. این داده‌ها ۱۲۵۵۱ شرکت از ۲۱ کشور در مناطق مختلف مانند آفریقا، آمریکای لاتین، آسیای مرکزی و خاورمیانه را پوشش می‌دهد. این مطالعه از تخمین کاپلان-مایر برای تحلیل احتمال بقای شرکت‌ها استفاده کرد. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که احتمال بقای یک شرکت در طول دوران همه‌گیری کاهش می‌یابد. همچنین شرکت‌های تولیدی احتمال بقای بالاتری نسبت به شرکت‌های خدماتی دارند، در حالی که شرکت‌های کوچک و متوسط احتمال بقای بالاتری نسبت به شرکت‌های بزرگ دارند. علاوه بر این در طول دوره همه‌گیری، استراتژی‌های کسب‌وکار به طور معناداری احتمال بقای شرکت را افزایش می‌دهند و تأثیرات آنها در بر حسب بخش‌ها و اندازه‌های شرکت، متفاوت است. اوگور و ویوالی (۲۰۲۱) زیربنای نظری و یافته‌های تجربی ادبیاتی را بررسی می‌کنیم که به بررسی اثرات نوآوری بر بقای شرکت و بهره‌وری شرکت می‌پردازد، که دو کانال اصلی را تشکیل می‌دهند که از طریق آنها نوآوری باعث رشد اقتصادی می‌شود. محققان به تلاش‌های مدل‌سازی و برآورد اخیر توجه کرده که منابع جدیدی از ناهمگنی، غیرخطی بودن و نوسانات را در دستاوردهای تحقیق و توسعه/نوآوری به‌ویژه از نظر اثرات آن بر بقای شرکت و بهره‌وری نشان می‌دهند.

ضرابی (۱۴۰۱) بررسی می‌کند که چگونه ویژگی‌های یک شرکت دولتی بر شانس ورشکستگی، خریداری شدن و خصوصی شدن آن تأثیر می‌گذارد. در این مطالعه، یک مدل ریسک‌های رقابتی برآورد شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شرکت‌های بزرگ‌تر در برابر ورشکستگی آسیب‌پذیرتر هستند و شرکت‌های با رشد سریع احتمال بیشتری برای خریداری شدن دارند. معین نیا و ملامحمدی (۱۳۹۹) به بررسی استراتژی‌های کارآفرینی سازمانی در رشد و بقای شرکت‌ها پرداختند. محققان استدلال کردند که شرایط محیطی و رقابتی به حدی پیچیده، پویا و نامطمئن است که سازمانها دیگر نمی‌توانند تنها با تغییرات روبنایی مانند تغییر روشها، سیستمها، ساختار، فناوری و غیره حیات و بقای بلندمدت خود را تضمین کنند؛ در نتیجه سازمان‌ها نه تنها، به پرورش رفتار کارآفرینانه جهت رقابت موفق در این محیط متغیر و پیچیده نیاز دارند، بلکه برای ادامه حیات و رشد، باید هرچه بیشتر خلاق و نوآور باشند. از اینرو برای این که سازمان‌ها در بازار، رقابتی‌تر عمل کنند باید رویکردی کارآفرینانه داشته باشند. قادری و

همکاران (۱۳۹۸) با پیروی از پژوهش پوتانگ (۲۰۱۱) به ارائه مدلی برای بقای شرکت‌ها از طریق پیش‌بینی روابط علی میان پایداری حسابداری و بقای شرکت‌ها با تأکید بر نقش تعدیلی ارزش بازاری مطلوب، تعهدات انگیزشی کارکنان و پذیرش ذینفعان برجسته پرداختند جامعه آماری این پژوهش، مدیران و کارشناسان مالی شرکت‌های مورد بررسی بوده و جهت گردآوری داده‌ها از پرسش‌نامه استاندارد استفاده شده است. محقق پس از انجام آزمون‌های پایایی و روایی داده‌های نمونه، به تحلیل مربوط بر اساس رویکرد مدل یابی ساختاری پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بقای شرکت‌ها تحت تأثیر پذیرش ذینفعان برجسته قرار می‌گیرد؛ به بیانی دیگر به رسمیت شناختن نقش آشکار سهامداران، مسئولیت نسبت به رفاه جامعه و مسئولیت‌های اخلاقی موجب افزایش بقای شرکت‌ها می‌شود.

۳. روش پژوهش

۳-۱. طرح پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت و روش، توصیفی-همبستگی از نوع پس‌رویدادی است و بر داده‌های ثانویه پانلی فصلی تکیه دارد. چارچوب تحلیل سه مرحله دارد. در مرحله نخست، کارایی فنی هر شرکت در هر فصل با مدل مرزی تصادفی برآورد می‌شود. در مرحله دوم، ناطمینانی رشد اقتصادی و تورم با واریانس شرطی مدل‌های خودبازگشتی ناهمسانی واریانس شرطی نمایی (EGARCH) استخراج می‌شود. در مرحله سوم، متغیرهای مرحله‌های پیشین همراه با ویژگی‌های شرکت و متغیرهای اقتصاد کلان در مدل مخاطرات متناسب کاکس وارد می‌شوند تا زمان وقوع رویداد عدم بقا تبیین شود. از آنجا که طرح پژوهش آزمایشی نیست و شناسایی علی مبتنی بر تغییر برون‌زا ندارد، ضرایب به‌عنوان روابط آماری مشروط بر سایر متغیرهای مدل تفسیر می‌شوند. بر پایه مبانی نظری فوق، هفت فرضیه زیر تدوین می‌شود:

- فرضیه ۱: کارایی فنی شرکت‌های تولیدی بورس اوراق بهادار تهران نسبتاً پایین است (میانگین کارایی فاصله محسوسی از کارایی کامل، یعنی یک، دارد).
- فرضیه ۲: سطح کارایی فنی اثر معناداری بر بقای شرکت دارد (انتظار: رابطه منفی با مخاطره).
- فرضیه ۳: سطح رقابت اثر معناداری بر بقای شرکت دارد.
- فرضیه ۴: متغیرهای اقتصاد کلان (رشد اقتصادی، نوسان رشد، تورم، نوسان تورم، نرخ سود بانکی و باز بودن تجاری) اثر معناداری بر بقای شرکت دارند.
- فرضیه ۵: متغیرهای مرتبط با شرکت (اندازه، مکان و رشد موجودی کالا) اثر معناداری بر بقای شرکت دارند.
- فرضیه ۶: شاخص توسعه انسانی اثر معناداری بر بقای شرکت دارد.
- فرضیه ۷: تحریم‌های اقتصادی اثر معناداری بر بقای شرکت دارند.

۳-۲. جامعه آماری، نمونه و دوره پژوهش

جامعه آماری شامل شرکت‌های تولیدی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه شامل ۹۰ شرکت تولیدی است که در قالب یک پانل متوازن فصلی از بهار ۱۳۹۸ تا پاییز ۱۴۰۳ (۲۳ فصل) مشاهده شده‌اند؛ بنابراین مجموع مشاهدات $۲۳ \times ۹۰ = ۲۰۷۰$ مشاهده شرکت-فصل است. شرکت‌ها در ده صنعت شامل استخراج زغال‌سنگ، استخراج کانه‌های فلزی، کاشی و سرامیک، محصولات شیمیایی، سیمان، آهک و گچ، فلزات اساسی، محصولات غذایی و آشامیدنی به‌جز قند و شکر، عرضه برق، گاز، بخار و آب گرم، مواد و محصولات دارویی و خودرو و ساخت قطعات پراکنده‌اند. رویداد مورد مطالعه (قرار گرفتن در وضعیت ماده ۱۴۱) در ۶۸ مشاهده شرکت-فصل، یعنی حدود ۳٫۳ درصد از کل مشاهدات، رخ داده است؛ بنابراین رویداد نسبتاً کم‌فراوان است و این موضوع در تفسیر نتایج، به‌ویژه در تحلیل‌های تفکیکی صنعتی، اهمیت دارد. برای برآورد مدل‌های EGARCH، به‌منظور افزایش اعتبار برآورد واریانس شرطی، دوره بلندتری از بهار ۱۳۹۰ تا زمستان ۱۴۰۳ (۵۶ فصل) به کار رفته و سپس بخش مربوط به دوره نمونه در مدل بقا استفاده شده است.

۳-۳. تعریف عملیاتی متغیرها

متغیرهای پژوهش، تعریف عملیاتی و علامت مورد انتظار آنها بر اساس مبانی نظری در جدول ۱ آمده است. متغیر وابسته در مدل بقاء، زمان ورود شرکت به وضعیت ماده ۱۴۱ است.

جدول ۱. متغیرهای پژوهش، تعریف عملیاتی و علامت مورد انتظار ضریب در مدل مخاطره

متغیر	تعریف عملیاتی	علامت مورد انتظار
عدم بقاء (رویداد)	متغیر دوحالتی: یک اگر زیان انباشته شرکت بیش از ۵۰ درصد سرمایه باشد (مشمول ماده ۱۴۱)، در غیر این صورت صفر	—
کارایی فنی	شاخص کارایی فنی شرطی از مدل مرزی تصادفی؛ مدل ۱: تابع ترانسلوگ، مدل ۲: تابع کاب-داگلاس	منفی
رقابت (سهم فروش)	سهم فروش شرکت از فروش صنعت مربوط	منفی
مصرف انرژی	لگاریتم طبیعی کل مصرف انرژی شرکت (برق، سوخت، آب، گاز و سایر حامل‌های انرژی)	مبهم
اندازه شرکت	متغیر مجازی: یک برای شرکت‌های دارای بیش از ۱۰۰ شاغل، در غیر این صورت صفر	منفی
رشد موجودی کالا	درصد تغییر ارزش موجودی کالای شرکت	مثبت
مکان شرکت	متغیر مجازی: یک اگر شرکت در تهران مستقر باشد، در غیر این صورت صفر	مبهم
باز بودن تجاری	نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی	مبهم
رشد اقتصادی	درصد تغییر تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۵	منفی
نوسان رشد اقتصادی	واریانس شرطی برآوردشده از مدل EGARCH(1,1) رشد اقتصادی	مثبت
نرخ تورم	درصد تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده	مثبت
نوسان تورم	واریانس شرطی برآوردشده از مدل EGARCH(1,1) نرخ تورم	مثبت
نرخ سود بانکی	نرخ سود سپرده یک‌ساله بانکی	مبهم
شاخص تحریم	جانشین (پروکسی): نرخ رشد نرخ ارز در بازار آزاد	مثبت
شاخص توسعه انسانی	شاخص منتشرشده توسط سازمان ملل متحد؛ مقدار سال ۱۴۰۳ به دلیل نبود گزارش، بر پایه امید به زندگی، سطح تحصیلات و درآمد سرانه توسط پژوهشگر برآورد شده است	منفی

منبع: تدوین پژوهش. علامت مورد انتظار بر پایه مبانی نظری بخش ۲ است؛ «مبهم» یعنی نظریه جهت قطعی را پیش‌بینی نمی‌کند.

دو مشاهده درباره اندازه‌گیری لازم است. نخست، شاخص توسعه انسانی متغیری سالانه و ملی است و در یک فصل برای همه شرکت‌ها مقدار یکسان دارد؛ از این رو اثر آن فقط از طریق تغییرات زمانی قابل شناسایی است. دوم، شاخص تحریم مستقیماً شدت محدودیت اعمال شده بر هر شرکت را نمی‌سنجد و صرفاً جانشینی برای فشار ارزی و تحریمی در سطح کلان است.

۳-۴. مدل مرزی تصادفی و برآورد کارایی فنی

کارایی فنی با مدل مرزی تصادفی پانل و با الگوی ناکارایی باتیس و کوئلی (۱۹۹۵) برآورد می‌شود. برای بررسی حساسیت به فرم تابعی، دو تصریح تابع تولید به کار می‌رود: کاب-داگلاس (معادله ۱) و ترانسلوگ (معادله ۲) که کریستنسن و همکاران (۱۹۷۳) معرفی کردند.

$$(۱) \quad \ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + v_{it} - u_{it}$$

$$(۲) \quad \ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 (\ln K_{it})^2 + \beta_4 (\ln L_{it})^2 + \beta_5 \ln K_{it} \ln L_{it} + v_{it} - u_{it}$$

در این معادلات Y ، K و L به ترتیب ستانده، سرمایه و نیروی کار شرکت i در فصل t هستند. جزء تصادفی v دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 و جزء ناکارایی u دارای توزیع نرمال بریده شده از پایین در صفر است که میانگین آن تابعی از زمان است (معادله ۳).

$$(۳) \quad u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2), \quad \mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 t^2$$

نسبت $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ سهم نسبی ناکارایی را در پراکندگی جمله خطا نشان می دهد و معناداری آن وجود جزء ناکارایی و در نتیجه ضرورت استفاده از رویکرد مرزی را تأیید می کند. کارایی فنی هر مشاهده از معادله ۴ به دست می آید که برآوردگر شرطی باتیس و کوئلی (۱۹۸۸) است و مقداری بین صفر و یک دارد؛ مقدار یک به معنای کارایی کامل است.

$$(۴) \quad TE_{it} = E[\exp(-u_{it}) | \varepsilon_{it}], \quad \varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$$

از آنجا که تابع کاب-داگلاس حالت مقید تابع ترانسلوگ با صفر بودن سه ضریب جمله های درجه دوم و متقابل است، انتخاب بین دو تصریح با آزمون نسبت درست نمایی (معادله ۵) انجام می شود. در تابع کاب-داگلاس، مجموع $\beta_1 + \beta_2$ بازده نسبت به مقیاس را نشان می دهد.

$$(۵) \quad LR = -2 [\ln L_{CD} - \ln L_{TL}] \sim \chi^2(3)$$

۳-۵. برآورد نااطمینانی اقتصاد کلان با مدل EGARCH

برای سنجش نااطمینانی، به جای انحراف معیار ساده یا شاخص های ایستا، از واریانس شرطی استفاده می شود؛ زیرا نااطمینانی را می توان بخش پیش بینی ناپذیر متغیر دانست که با شوک های گذشته تغییر می کند (انگل، ۱۹۸۲؛ بولرسلو، ۱۹۸۶). مدل EGARCH(1,1) نلسون (۱۹۹۱) به سه دلیل برگزیده شد: واریانس شرطی را به صورت لگاریتمی مدل می کند و قیدهای مثبت بودن پارامترها را حذف می کند؛ اثر اندازه شوک را از اثر علامت شوک تفکیک می کند؛ و پایداری نوسان را با ضریب واریانس شرطی باوقفه نشان می دهد.

$$(۶) \quad y_t = \mu + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \sigma_t z_t, \quad z_t \sim N(0,1)$$

$$(۷) \quad \ln \sigma_t^2 = \omega + \alpha (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|) + \gamma z_{t-1} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2$$

در معادله ۷، α اثر اندازه شوک استاندارد شده، γ اثر علامت (نامتقارنی) و β پایداری نوسان است؛ γ منفی به این معناست که شوک های منفی نوسان را بیش از شوک های مثبت هم اندازه افزایش می دهند. متغیر y_t یک بار رشد اقتصادی و بار دیگر نرخ تورم است و واریانس شرطی برآورد شده (σ_t^2) به عنوان شاخص نااطمینانی وارد مدل بقا می شود. توجه شود که واریانس شرطی خود متغیری برآورد شده است و برآورد خطای استاندارد مرحله بعد این عدم قطعیت را دربر نمی گیرد (پیگان، ۱۹۸۴).

۳-۶. مدل بقای کاکس

مخاطره لحظه ای ورود شرکت i به وضعیت ماده ۱۴۱ در زمان t با مدل مخاطرات متناسب کاکس (۱۹۷۲) مدل سازی می شود:

$$(۸) \quad h_i(t | X_i(t)) = h_0(t) \cdot \exp(\beta' X_i(t))$$

که در آن $h_0(t)$ مخاطره پایه بدون فرم پارامتری و $X_i(t)$ بردار متغیرهای توضیحی است. نسبت مخاطره برای متغیر j برابر $HR_j = \exp(\beta_j)$ است؛ مقدار بزرگ تر از یک به معنای افزایش مخاطره وقوع رویداد (کاهش بقا) و مقدار کوچک تر از یک به معنای کاهش مخاطره است و تغییر درصدی مخاطره به ازای یک واحد افزایش متغیر برابر $(HR - 1) \times 100$ است. برآورد با روش درست نمایی جزئی انجام می شود، برای زمان های شکست هم زمان از روش برسلو (۱۹۷۴) استفاده می شود و خطاهای استاندارد به روش مقاوم لین و وی (۱۹۸۹) محاسبه می شود.

فرض بنیادین مدل، تناسب مخاطرات است؛ یعنی اثر هر متغیر بر مخاطره در طول زمان ثابت است. این فرض با آزمون باقیمانده‌های شونفلد (۱۹۸۲) و روش گرامبش و ترنو (۱۹۹۴) هم برای تک‌تک متغیرها و هم به‌صورت کلی آزمون می‌شود. در صورت رد فرض برای متغیری، اثر آن به‌صورت زمان‌متغیر و با تعامل با لگاریتم زمان وارد مدل می‌شود (معادله ۹) که در آن اثر متغیر در زمان t برابر $\exp(\beta_H + \theta \ln t)$ است.

$$h_i(t) = h_0(t) \cdot \exp(\beta' X_i(t) + \beta_H \text{HDI}_t + \theta \text{HDI}_t \ln t) \quad (9)$$

دو مدل برآورد می‌شود: مدل ۱ با کارایی فنی مبتنی بر تابع ترانسلوگ و مدل ۲ با کارایی فنی مبتنی بر تابع کاب-داگلاس. برای بررسی ناهمگنی صنعتی، مدل کاکس جداگانه برای پنج صنعت اصلی نمونه (سیمان، آهک و گچ؛ محصولات غذایی و آشامیدنی به‌جز قند و شکر؛ خودرو و ساخت قطعات؛ فلزات اساسی؛ مواد و محصولات دارویی) برآورد می‌شود. به دلیل کم بودن رویدادها در هر صنعت، این تحلیل ماهیتی اکتشافی دارد و آزمون رسمی برابری ضرایب بین صنایع در آن انجام نشده است. قاعده تصمیم درباره فرضیه‌ها یکسان است: سطح معناداری ۵ درصد (آزمون دوطرفه) و تفسیر مبتنی بر هر دو مدل. در فرضیه‌هایی که چند متغیر را دربر دارند (فرضیه‌های ۴ و ۵)، تأیید کامل مستلزم معناداری همه متغیرهای گروه، تأیید جزئی مستلزم معناداری دست‌کم یکی و رد به معنای نبود هیچ رابطه معنادار است. برای فرضیه ۱ نیز که به «پایین بودن نسبی» کارایی مربوط است، معیار فاصله محسوس میانگین کارایی از عدد یک و وجود پراکندگی معنادار ناکارایی (معناداری ۸) در نظر گرفته می‌شود.

۴. یافته‌ها

۴-۱. برآورد کارایی فنی

نتایج برآورد مدل مرزی تصادفی در دو تصریح در جدول ۲ گزارش شده است. در تصریح کاب-داگلاس، کشش سرمایه ۰٫۴۴۴۷ و کشش نیروی کار ۰٫۶۸۴۲ است و هر دو در سطح یک درصد معنادارند؛ بنابراین با ثبات سایر شرایط، افزایش یک‌درصدی سرمایه با افزایش حدود ۰٫۴۴ درصدی تولید و افزایش یک‌درصدی نیروی کار با افزایش حدود ۰٫۶۸ درصدی تولید همراه است. مجموع کشش‌ها ۱٫۱۲۹ است که بازده فزاینده نسبت به مقیاس را نشان می‌دهد. ضرایب روند زمانی خطی و درجه دوم در معادله میانگین ناکارایی معنادار نیستند (سطح معناداری به‌ترتیب ۰٫۹۹۹ و ۰٫۳۰۹). در مقابل، پارامتر λ برابر ۱٫۶۲۶۷ است و در سطح یک درصد معناداری دارد؛ انحراف معیار جزء ناکارایی (۱٫۱۲۴۳) از انحراف معیار جزء تصادفی (۰٫۶۹۱۱) بزرگ‌تر است. این یافته نشان می‌دهد که تفاوت عملکرد شرکت‌ها صرفاً حاصل شوک‌های تصادفی نیست و فاصله از مرز تولید نقش مهمی دارد؛ بنابراین به‌کارگیری رویکرد مرزی تجربی موجه است.

جدول ۲. نتایج برآورد تابع تولید مرزی تصادفی (کاب-داگلاس و ترانسلوگ)

پارامتر	کاب-داگلاس		ترانسلوگ	
	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد
تابع مرزی				
$\ln(K)$	***۰,۴۴۴۷	۰,۰۲۳۹	***۱,۰۶۴۶-	۰,۱۵۷۰
$\ln(L)$	***۰,۶۸۴۲	۰,۰۳۶۴	***۱,۴۵۳۸	۰,۱۷۴۶
$[\ln(K)]^2$	—	—	***۰,۰۷۲۰	۰,۰۰۷۲
$[\ln(L)]^2$	—	—	***۰,۰۷۸۹	۰,۰۱۳۴
$\ln(K) \times \ln(L)$	—	—	***۰,۱۱۳۲-	۰,۰۱۶۷
ثابت	***۴,۶۰۲۴	۰,۲۳۲۷	***۱۳,۶۹۹۴	۰,۹۶۵۰
معادله میانگین ناکارایی				
روند زمانی (t)	۰,۰۰۰۱-	۰,۱۰۶۶	۰,۰۶۵۳-	۰,۰۴۲۸
مجذور روند (t^2)	۰,۰۱۵۹-	۰,۰۱۵۷	*۰,۰۰۶۶-	۰,۰۰۳۹
ثابت	۰,۶۳۹۷	۱,۰۱۸۳	***۱,۵۲۶۷	۰,۲۲۵۴
پارامترهای واریانس				
σ_u	***۱,۱۲۴۳	۰,۴۰۳۵	***۰,۸۷۰۳	۰,۱۱۴۸
σ_v	***۰,۶۹۱۱	۰,۰۲۲۴	***۰,۶۳۶۳	۰,۰۲۴۶
λ	***۱,۶۲۶۷	۰,۴۰۲۲	***۱,۳۶۷۷	۰,۱۲۳۵
آماره والد	***۶۳۵۴,۳۰		***۶۵۷۰,۹۷	
لگاریتم درست‌نمایی	۲۵۵۴,۳۶-		۲۴۸۴,۴۲-	
تعداد مشاهدات	۲,۰۷۰		۲,۰۷۰	

منبع: یافته‌های پژوهش. *، و * به ترتیب معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد. توزیع جزء ناکارایی نرمال بریده‌شده با الگوی باتیس-کوتلی (۱۹۹۵) است.

در تصریح ترانسلوگ، همه ضرایب تابع مرزی در سطح یک درصد معنادارند. ضرایب مثبت و معنادار جمله‌های درجه دوم سرمایه (۰,۰۷۲۰) و نیروی کار (۰,۰۷۸۹) بر غیرخطی بودن رابطه میان نهاده‌ها و تولید و ضریب منفی و معنادار جمله متقابل (منفی ۰,۱۱۳۲) بر آن دلالت دارد که اثر ترکیبی دو نهاده از جمع اثرهای مستقل آنها پیروی نمی‌کند. در این تصریح، ضرایب مرتبه اول (برای نمونه ضریب منفی سرمایه) به‌تنهایی کشش تولید نیستند و کشش‌ها به سطح نهاده‌ها وابسته‌اند. ضریب مجذور روند زمانی در معادله ناکارایی فقط در سطح ۱۰ درصد معنادار است. پارامتر λ برابر ۱,۳۶۷۷ و معنادار است.

آماره نسبت درست‌نمایی برای آزمون تصریح کاب-داگلاس در برابر ترانسلوگ، با استفاده از لگاریتم درست‌نمایی‌های گزارش‌شده در جدول ۲، برابر $139.88 = (2554.36 - 2484.42) \times 2$ است که با سه درجه آزادی در سطح یک درصد معنادار است (مقدار بحرانی حدود ۱۱,۳۴). بنابراین فرض کاب-داگلاس رد می‌شود و برازش تصریح ترانسلوگ برتر است. با این حال، برای ارزیابی استحکام نتایج، هر دو شاخص کارایی در مدل بقا به کار گرفته می‌شود.

آمار توصیفی کارایی فنی در جدول ۳ آمده است. میانگین کارایی در تصریح کاب-داگلاس ۰,۶۴۰۹ و در تصریح ترانسلوگ ۰,۵۷۳۰ است؛ به بیان دیگر، شرکت‌ها به‌طور متوسط ۶۴ و ۵۷ درصد از ستانده مرزی متناظر با نهاده‌های خود را تحقق داده‌اند. توجه شود که سطح تجمیع دو ستون متفاوت است: آمار تصریح کاب-داگلاس بر مشاهدات شرکت-فصل و آمار تصریح ترانسلوگ بر میانگین کارایی هر شرکت تکیه دارد. از این رو دامنه و انحراف معیار دو ستون را نمی‌توان مستقیماً مقایسه کرد؛ میانگین‌ها اما از یک مرتبه‌اند. چولگی منفی در ستون کاب-داگلاس (منفی ۰,۷۱۳۸) نشان می‌دهد

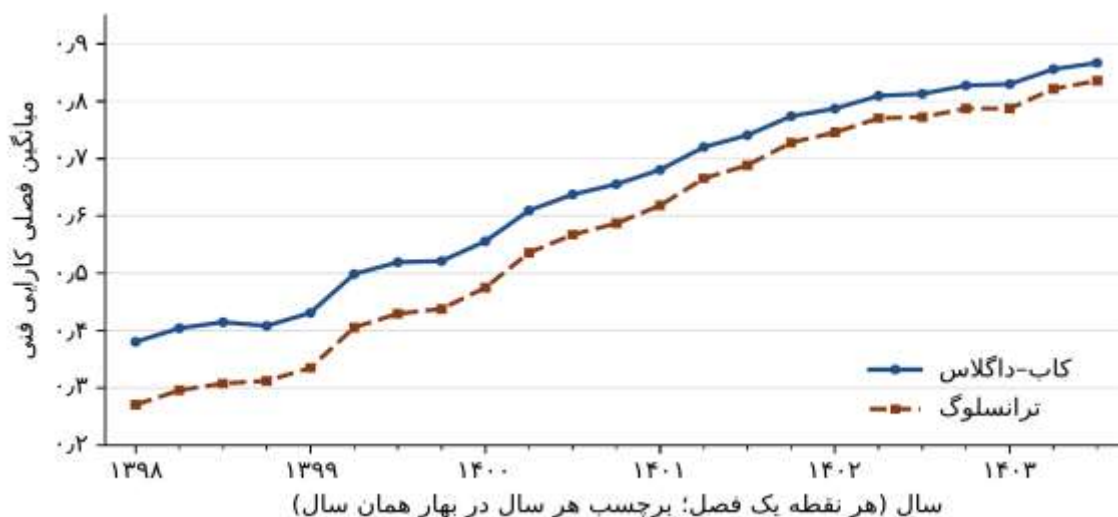
بخش عمده مشاهدات در سطوح بالاتر کارایی متمرکزند و مشاهدات با کارایی بسیار پایین (کمینه ۰,۰۰۴۱) دنباله چپ را می‌سازند؛ توزیع میانگین سطح شرکت در تصریح ترانسلوگ تقریباً متقارن است (چولگی ۰,۰۰۱۸۲).

جدول ۳. آمار توصیفی کارایی فنی

شاخص	کاب-داگلاس (سطح شرکت-فصل)	ترانسلوگ (میانگین سطح شرکت)
میانگین	۰,۶۴۰۹	۰,۵۷۳۰
انحراف معیار	۰,۱۹۷۳	۰,۰۸۱۴
کمینه	۰,۰۰۴۱	۰,۳۸۲۴
صدک ۲۵	۰,۴۹۸۶	۰,۵۲۹۵
میانه	۰,۶۸۰۸	۰,۵۷۲۴
صدک ۷۵	۰,۸۱۱۴	۰,۶۱۷۶
بیشینه	۰,۹۲۵۳	۰,۷۷۵۵
چولگی	-۰,۷۱۳۸	۰,۰۱۸۲
کشیدگی	۲,۵۷۵۰	۳,۰۷۹۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

روند میانگین فصلی کارایی در شکل ۱ نمایش داده شده است. میانگین کارایی کاب-داگلاس از ۰,۳۸۰ در بهار ۱۳۹۸ به ۰,۸۶۷ در پاییز ۱۴۰۳ و میانگین کارایی ترانسلوگ از ۰,۲۷۱ به ۰,۸۳۶ افزایش یافته است و جهت حرکت هر دو شاخص یکسان است. این الگو را باید با احتیاط تفسیر کرد: چون میانگین ناکارایی در الگوی باتیس-کوئلی تابعی از زمان و مجذور زمان است، روند صعودی کارایی می‌تواند تا حد زیادی بازتاب ساختار زمانی الگو باشد و به تنهایی نمی‌توان آن را شاهدهی مستقل از بهبود واقعی بهره‌وری دانست؛ به‌ویژه آنکه ضرایب روند در تصریح کاب-داگلاس منفرداً معنادار نیستند. ارتباط این نکته با تفسیر مدل بقا در بخش پنجم بررسی می‌شود.



شکل ۱. روند میانگین فصلی کارایی فنی شرکت‌ها بر اساس تصریح‌های کاب-داگلاس و ترانسلوگ (بهار ۱۳۹۸ تا پاییز ۱۴۰۳).

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. نااطمینانی اقتصاد کلان: نتایج مدل EGARCH

نتایج برآورد EGARCH(1,1) برای رشد اقتصادی و تورم در جدول ۴ آمده است. در مدل رشد اقتصادی، ضریب اندازه شوک استاندارد شده (۰,۲۲۴۱) و ضریب اثر علامت (منفی ۰,۳۶۶۳) هر دو در سطح یک درصد معنادارند؛ بنابراین نوسان پذیری رشد هم به بزرگی شوک های گذشته وابسته است و هم نامتقارن است، به گونه ای که شوک های منفی اثر بیشتری بر نوسان دارند. ضریب واریانس شرطی باوقفه ۰,۸۶۸۷ است و پایداری بالای نااطمینانی رشد را نشان می دهد؛ افزایش نااطمینانی در یک فصل به سرعت از بین نمی رود و به فصل های بعد منتقل می شود.

در مدل تورم، ضریب اندازه شوک (۲,۶۵۳۰) در سطح ۵ درصد معنادار است، اما ضریب اثر علامت (۰,۰۰۵۱) معنادار نیست؛ بنابراین برای نوسان تورم شدت شوک ها مهم تر از جهت آنها است و شواهدی از نامتقارنی به دست نمی آید. ضریب واریانس شرطی باوقفه ۰,۵۳۱۰ است و از پایداری رشد اقتصادی کمتر است.

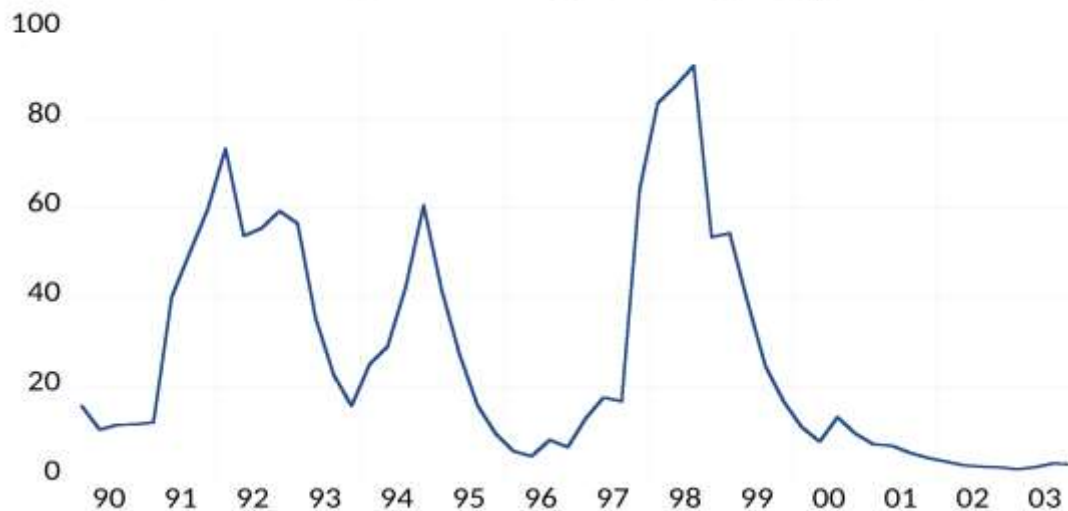
ثابت معادله واریانس در هر دو مدل معنادار نیست. شکل ۲ واریانس شرطی برآورد شده را نشان می دهد: نوسان رشد اقتصادی در سه دوره پیاپی افزایش یافته و بیشینه آن در حدود سال ۱۳۹۸ رخ داده و از حدود سال ۱۴۰۱ به سطوح پایین رسیده است؛ واریانس شرطی تورم بیشتر دوره در سطوح پایین تا متوسط بوده و چند جهش تند، از جمله در حدود سال های ۱۳۹۸، ۱۳۹۹-۱۴۰۰ و ۱۴۰۲، دارد.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل EGARCH(1,1) برای رشد اقتصادی و نرخ تورم

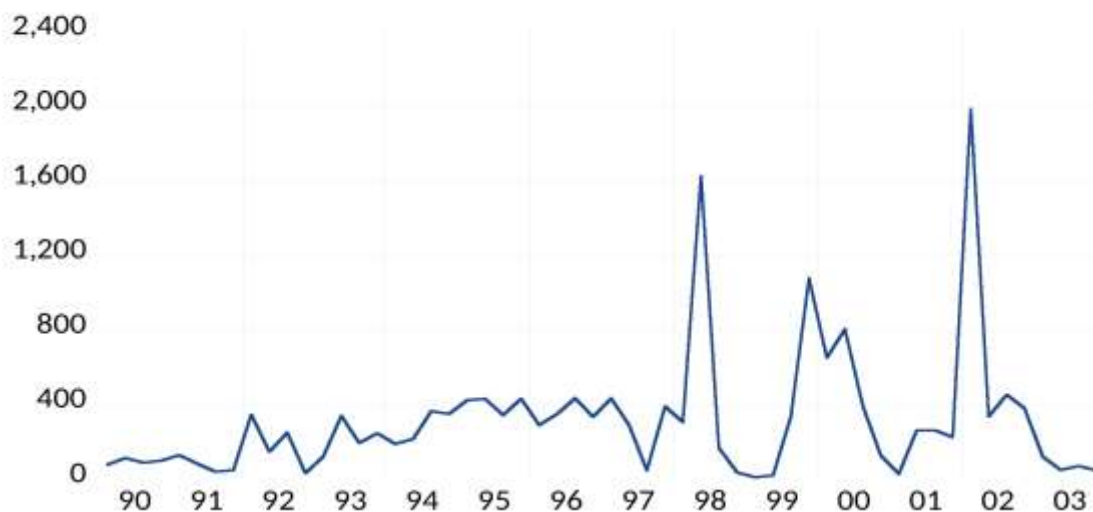
پارامتر	رشد اقتصادی		نرخ تورم	
	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد
معادله میانگین				
ثابت (μ)	***۳,۴۳۱۴	۰,۴۸۵۲	***۲۹,۷۵۴۳	۱,۱۵۷۲
معادله واریانس				
ثابت (ω)	۰,۰۸۳۱	۰,۳۰۲۶	۰,۰۱۳۸-	۳,۰۰۸۸
اندازه شوک (α)	***۰,۲۲۴۱	۰,۰۲۹۵	***۲,۶۵۳۰	۱,۳۱۸۳
اثر علامت (γ)	***۰,۳۶۶۳-	۰,۱۲۵۱	۰,۰۰۵۱	۰,۶۳۰۲
واریانس شرطی باوقفه (β)	***۰,۸۶۸۷	۰,۰۷۸۹	***۰,۵۳۱۰	۰,۰۴۲۰

منبع: یافته های پژوهش. *، و * به ترتیب معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد. دوره برآورد: بهار ۱۳۹۰ تا زمستان ۱۴۰۳ (فصلی).

(الف) واریانس شرطی رشد اقتصادی (۱۳۹۰-۱۴۰۳)



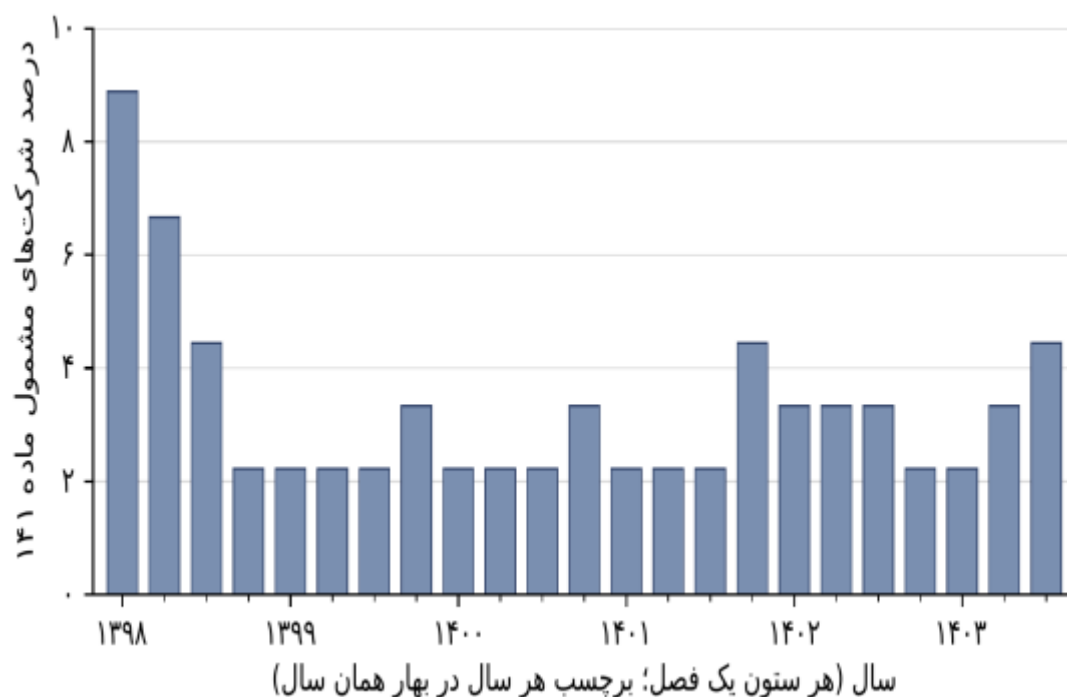
(ب) واریانس شرطی نرخ تورم (۱۳۹۰-۱۴۰۳)



شکل ۲. واریانس شرطی برآوردشده از مدل EGARCH(1,1): (الف) رشد اقتصادی، (ب) نرخ تورم (فصلی، ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳؛ برچسب‌های محور افقی سال شمسی را با دو رقم نشان می‌دهند). منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۴. روند رویداد و متغیرهای پژوهش

شکل ۳ نسبت شرکت‌های واقع در وضعیت ماده ۱۴۱ را در هر فصل نشان می‌دهد. این نسبت در بهار ۱۳۹۸ برابر ۸۰۹ درصد (هشت شرکت از ۹۰ شرکت) بوده و در سه فصل بعد به ۶۰۷، ۴۰۴ و ۲۰۲ درصد کاهش یافته است. از آن پس نسبت در بازه ۲۰۲ تا ۳۰۳ درصد نوسان کرده و در زمستان ۱۴۰۱ و پاییز ۱۴۰۳ به ۴۰۴ درصد رسیده است. الگوی کلی، روندی مستمر و یک‌سویه نیست و پس از افت اولیه، وضعیت در محدوده‌ای پایین و نسبتاً پایدار قرار دارد. با توجه به ماهیت دوحالتی متغیر و تعداد محدود شرکت‌ها، جابه‌جایی وضعیت یک یا دو شرکت نیز نسبت فصلی را به‌طور محسوس تغییر می‌دهد.



شکل ۳. روند نسبت شرکت‌های مشمول ماده ۱۴۱ در نمونه (بهار ۱۳۹۸ تا پاییز ۱۴۰۳). منبع: یافته‌های پژوهش

روند سایر متغیرها در جدول ۵ خلاصه شده است. مصرف انرژی (لگاریتم) روندی تقریباً پیوسته و صعودی دارد. سهم فروش شرکت‌ها در صنعت تا تابستان ۱۴۰۰ به اوج رسیده و سپس کاهش یافته است و ترکیب نمونه از نظر اندازه شرکت بسیار پایدار است (بیش از ۹۰ درصد مشاهدات مربوط به شرکت‌های بیش از صد شاغل). رشد موجودی کالا پس از بهار ۱۴۰۲ روندی کاهشی دارد. باز بودن تجاری نوسان‌های دوره‌ای و فصلی نشان می‌دهد و روند پایدار صعودی یا نزولی ندارد. رشد اقتصادی از مقادیر منفی و نوسانی در ابتدای دوره به مقادیر عمدتاً مثبت رسیده و در سال ۱۴۰۳ کاهش نسبی یافته است؛ تورم فاقد مسیر یکنواخت است و دو اوج بلند (بهار ۱۳۹۸ و زمستان ۱۳۹۹) دارد. نرخ سود سپرده یک‌ساله تنها دو بار (از ۱۵ به ۱۶ و سپس به ۲۰٫۵ درصد) تغییر کرده و از ۱۴۰۰ تا پایان دوره ثابت مانده است؛ شاخص توسعه انسانی نیز سالانه است و پس از افت ۱۳۹۹، به تدریج بالا رفته است.

از نظر مکانی، بیشترین سهم شرکت‌های مستقر در تهران به صنعت خودرو و ساخت قطعات (۷۵ درصد) و پس از آن مواد و محصولات دارویی (حدود ۵۲ درصد) و عرضه برق، گاز، بخار و آب گرم (۵۰ درصد) تعلق دارد و در صنایع استخراج زغال‌سنگ، کاشی و سرامیک و محصولات شیمیایی هیچ شرکت تهرانی در نمونه وجود ندارد.

جدول ۵. خلاصه روند متغیرهای پژوهش (میانگین فصلی در سطح نمونه)

متغیر	بهار ۱۳۹۸	بیشینه	کمینه	پاییز ۱۴۰۳
سهم شرکت‌های مشمول ماده ۱۴۱ (درصد)	۸,۹	۸,۹ (بهار ۱۳۹۸)	۲,۲	۴,۴
کارایی فنی کاب-داگلاس	۰,۳۸۰	۰,۸۶۷ (پاییز ۱۴۰۳)	۰,۳۸۰	۰,۸۶۷
کارایی فنی ترانسلوگ	۰,۲۷۱	۰,۸۳۶ (پاییز ۱۴۰۳)	۰,۲۷۱	۰,۸۳۶
مصرف انرژی (لگاریتم)	۵,۸۲۵	۶,۷۲۵ (پاییز ۱۴۰۳)	۵,۸۲۵	۶,۷۲۵
سهم فروش در صنعت	۶,۴۶	۷,۳۴ (تابستان ۱۴۰۰)	۴,۹۱ (پاییز ۱۴۰۲)	۵,۳۴
اندازه (نسبت شرکت‌های بیش از ۱۰۰ شاغل)	۰,۹۱۱	۰,۹۳۳	۰,۹۰۰ (تابستان ۱۳۹۸)	۰,۹۲۲
رشد موجودی کالا	۱,۸۵۰	۲,۳۳۱ (بهار ۱۴۰۲)	۱,۱۸۱ (پاییز ۱۴۰۳)	۱,۱۸۱
باز بودن تجاری (درصد)	۴۹,۹۹	۵۷,۷۵ (زمستان ۱۴۰۱)	۳۲,۸۵ (بهار ۱۳۹۹)	۴۹,۱۸
رشد اقتصادی (درصد)	۴,۹۷-	۷,۰۷ (زمستان ۱۳۹۹)	۵,۳۵- (تابستان ۱۳۹۸)	۳,۹۰
نرخ تورم (درصد)	۵۸,۴۲	۶۴,۱۵ (زمستان ۱۳۹۹)	۲۷,۷۶ (بهار ۱۳۹۹)	۳۴,۷۱
نرخ سود بانکی (درصد)	۱۵,۰	۲۰,۵	۱۵,۰	۲۰,۵
شاخص توسعه انسانی (سالانه)	۰,۷۸۷	۰,۸۲۲ (۱۴۰۳)	۰,۷۷۵ (۱۳۹۹)	۰,۸۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش. مقدار شاخص توسعه انسانی برای سال ۱۴۰۳ توسط پژوهشگر برآورد شده است. برای متغیرهایی که بیشینه یا کمینه آنها در ابتدا یا انتهای دوره رخ داده، فصل ذکر نشده است.

۴-۴. آزمون فرض تناسب مخاطرات

نتایج آزمون باقیمانده‌های شونفلد در جدول ۶ آمده است. در مدل اولیه بدون شاخص توسعه انسانی، فرض تناسب مخاطرات برای هیچ متغیری در سطح ۵ درصد رد نمی‌شود و احتمال آزمون کلی ۰,۳۵۹۴ است. کارایی فنی با احتمال ۰,۰۵۰۶ نزدیک مرز ۵ درصد قرار دارد، اما رد نمی‌شود. پس از افزودن شاخص توسعه انسانی، احتمال آزمون برای این متغیر ۰,۰۱۶۴ است و فرض تناسب مخاطرات برای آن رد می‌شود؛ با این حال آزمون کلی (آماره ۱۳,۸۸ و احتمال ۰,۴۵۸۷) و آزمون‌های تک‌متغیره سایر متغیرها فرض را رد نمی‌کنند. بنابراین نقض فرض مسئله‌ای اختصاصی برای این متغیر است و اصلاح هدفمند مدل کافی است: شاخص توسعه انسانی با تعامل با لگاریتم زمان، به صورت متغیر زمان متغیر، وارد مدل نهایی می‌شود.

جدول ۶. آزمون فرض تناسب مخاطرات (احتمال آزمون شونفلد)

متغیر	آزمون اول (بدون شاخص توسعه انسانی)	آزمون دوم (با شاخص توسعه انسانی)	نتیجه آزمون دوم
مصرف انرژی	۰٫۶۳۷۲	۰٫۸۵۱۴	عدم رد
اندازه شرکت	۰٫۹۴۹۶	۰٫۹۱۳۰	عدم رد
رشد موجودی کالا	۰٫۳۴۹۳	۰٫۱۳۹۸	عدم رد
رقابت (سهم فروش)	۰٫۹۷۴۷	۰٫۸۲۷۱	عدم رد
مکان شرکت	۰٫۴۷۸۶	۰٫۶۶۲۴	عدم رد
کارایی فنی	۰٫۰۵۰۶	۰٫۵۲۷۷	عدم رد
باز بودن تجاری	۰٫۵۸۷۱	۰٫۷۹۸۸	عدم رد
رشد اقتصادی	۰٫۸۸۰۲	۰٫۵۵۶۸	عدم رد
نوسان رشد اقتصادی	۰٫۳۲۵۵	۰٫۲۲۴۱	عدم رد
نرخ تورم	۰٫۷۳۸۲	۰٫۸۵۵۴	عدم رد
نوسان تورم	۰٫۶۲۴۱	۰٫۵۲۳۶	عدم رد
نرخ سود بانکی	۰٫۱۴۱۱	۰٫۲۸۱۵	عدم رد
شاخص تحریم	۰٫۴۹۹۷	۰٫۵۱۰۹	عدم رد
شاخص توسعه انسانی	—	۰٫۰۱۶۴	رد
آزمون کلی	۰٫۳۵۹۴	۰٫۴۵۸۷	عدم رد

منبع: یافته‌های پژوهش. فرض صفر: برقراری تناسب مخاطرات؛ سطح معناداری ۵ درصد.

۴-۵. نتایج مدل بقای کاکس

نتایج برآورد دو مدل کاکس در جدول ۷ آمده است. در هر دو مدل آماره والد (۱۹۴٫۹۶ در مدل ۱ و ۱۹۴٫۶۴ در مدل ۲) در سطح یک درصد معنادار است؛ یعنی مجموعه متغیرها با مخاطره وقوع وضعیت ماده ۱۴۱ رابطه آماری دارند. معناداری کلی به معنای معناداری تک‌تک متغیرها نیست و هر متغیر جداگانه بررسی می‌شود.

جدول ۷. نتایج رگرسیون مخاطرات متناسب کاکس (نسبت مخاطره)

متغیر	مدل ۱ (کارایی ترانسلوگ)			مدل ۲ (کارایی کاب-داگلاس)		
	نسبت مخاطره	خطای استاندارد	سطح معناداری	نسبت مخاطره	خطای استاندارد	سطح معناداری
مصرف انرژی	۱,۷۴۲	۰,۶۱۳	۰,۱۱۵	۱,۷۷۹	۰,۶۲۷	۰,۱۰۲
اندازه شرکت	۰,۳۶۱	۰,۳۱۱	۰,۲۳۸	۰,۳۵۰	۰,۳۰۲	۰,۲۲۴
رشد موجودی کالا	۱,۰۳۴	۰,۰۱۰	۰,۰۰۱	۱,۰۳۴	۰,۰۱۰	۰,۰۰۱
سهم فروش در صنعت (رقابت)	۰,۹۹۳	۰,۰۰۴	۰,۰۶۳	۰,۹۹۲	۰,۰۰۴	۰,۰۵۲
مکان شرکت	۰,۴۵۰	۰,۲۷۵	۰,۱۹۲	۰,۴۴۳	۰,۲۷۱	۰,۱۸۳
کارایی فنی	۰,۹۹۶	۰,۰۰۲	۰,۰۳۷	۰,۹۹۵	۰,۰۰۲	۰,۰۲۱
باز بودن تجاری	۰,۹۹۷	۰,۰۰۹	۰,۷۲۹	۰,۹۹۶	۰,۰۰۹	۰,۶۷۰
رشد اقتصادی	۰,۸۹۱	۰,۰۱۹	۰,۰۰۱<	۰,۸۹۲	۰,۰۱۹	۰,۰۰۱<
نوسان رشد اقتصادی	۱,۰۴۵	۰,۰۰۹	۰,۰۰۱<	۱,۰۴۵	۰,۰۰۹	۰,۰۰۱<
نرخ تورم	۱,۰۳۵	۰,۰۱۱	۰,۰۰۲	۱,۰۳۵	۰,۰۱۱	۰,۰۰۲
نوسان تورم	۰,۹۹۹۷	۰,۰۰۰	۰,۰۴۴	۰,۹۹۹۷	۰,۰۰۰۲	۰,۰۴۷
نرخ سود بانکی	۰,۷۸۶	۰,۰۵۶	۰,۰۰۱	۰,۷۸۴	۰,۰۵۵	۰,۰۰۱
شاخص تحریم	۰,۹۹۹۹۹۲	۰,۰۰۰۰۰۴	۰,۰۴۷	۰,۹۹۹۹۹۲	۰,۰۰۰۰۰۴	۰,۰۴۷
شاخص توسعه انسانی $\ln(t) \times$	۰,۶۷۹	۰,۰۵۵	۰,۰۰۱<	۰,۶۷۹	۰,۰۵۵	۰,۰۰۱<
آماره والد	۱۹۴,۹۶		۰,۰۰۱<	۱۹۴,۶۴		۰,۰۰۱<

منبع: یافته‌های پژوهش. خطاهای استاندارد مقاوم؛ روش برسلو برای شکست‌های هم‌زمان. نسبت مخاطره بزرگ‌تر از یک به معنای افزایش مخاطره وقوع رویداد است.

کارایی فنی. نسبت مخاطره کارایی فنی در مدل ۱ برابر ۰,۹۹۶ (سطح معناداری ۰,۰۳۷) و در مدل ۲ برابر ۰,۹۹۵ (سطح معناداری ۰,۰۲۱) است. در هر دو مدل کمتر از یک و در سطح ۵ درصد معنادار است؛ یعنی شرکت‌های دارای کارایی فنی بالاتر، مشروط بر سایر متغیرها، مخاطره کمتری برای ورود به وضعیت ماده ۱۴۱ دارند. کاهش مخاطره به ازای هر واحد افزایش شاخص کارایی حدود ۰,۴ درصد (مدل ۱) و ۰,۵ درصد (مدل ۲) است؛ اندازه واقعی این اثر به مقیاس ورود متغیر به مدل بستگی دارد و باید بر اساس دامنه شاخص تفسیر شود. جهت و معناداری اثر در دو شاخص کارایی که از دو تابع تولید متفاوت به دست آمده‌اند یکسان است و این نشانه‌ای از استحکام نسبی نتیجه نسبت به فرم تابعی است.

ویژگی‌های شرکت. رشد موجودی کالا با نسبت مخاطره ۱۰۳۴ در هر دو مدل در سطح یک درصد معنادار است؛ یک واحد افزایش رشد موجودی با افزایش حدود ۳,۴ درصدی مخاطره همراه است. در مقابل، مصرف انرژی، اندازه شرکت و مکان شرکت در سطح ۵ درصد معنادار نیستند. نسبت مخاطره اندازه و مکان کمتر از یک است، اما سطح معناداری آنها (حدود ۰,۲) و پهنای بزرگ عدم قطعیت (خطای استاندارد نسبتاً بزرگ) اجازه نمی‌دهد جهت آن را قطعی دانست. سهم فروش شرکت در صنعت نیز با نسبت مخاطره ۰,۹۹۳ (مدل ۱) و ۰,۹۹۲ (مدل ۲) و سطح معناداری ۰,۰۶۳ و ۰,۰۵۲ در

سطح ۵ درصد معنادار نیست، هرچند در نزدیکی این سطح قرار دارد و در سطح ۱۰ درصد شواهد ضعیفی از رابطه منفی وجود دارد.

اقتصاد کلان. رشد اقتصادی با نسبت مخاطره حدود ۰۰۸۹ رابطه منفی و معنادار دارد؛ یک واحد افزایش رشد با کاهش حدود ۱۰۰۹ درصد (مدل ۱) و ۱۰۰۸ درصد (مدل ۲) در مخاطره همراه است. نوسان رشد اقتصادی با نسبت مخاطره ۱۰۰۴۵ رابطه مثبت و معنادار دارد و یک واحد افزایش در نوسان با افزایش حدود ۴۰۵ درصدی مخاطره همراه است؛ این ضریب مشروط بر سطح رشد اقتصادی است که همزمان در مدل حضور دارد. نرخ تورم با نسبت مخاطره ۱۰۰۳۵ رابطه مثبت و معنادار دارد (افزایش حدود ۳۰۵ درصدی به ازای هر واحد). نرخ سود بانکی با نسبت مخاطره حدود ۰۰۷۸۶ رابطه منفی و معنادار دارد (کاهش حدود ۲۱ درصد به ازای هر واحد) که با انتظار ساده مبنی بر افزایش فشار مالی ناشی از افزایش نرخ سود هم‌جهت نیست. نوسان تورم (۰۰۹۹۹۷) و شاخص تحریم (۰۰۹۹۹۹۲) در سطح ۵ درصد معنادارند، اما نسبت‌های مخاطره آنها بسیار نزدیک به یک است. باز بودن تجاری در هیچ یک از دو مدل معنادار نیست.

شاخص توسعه انسانی. به دلیل نقض فرض تناسب مخاطرات، این شاخص با تعامل با لگاریتم زمان وارد شده است. نسبت مخاطره جزء زمان متغیر (۰۰۶۷۹) در سطح یک درصد معنادار است. چون این عدد ضریب تعامل با $\ln(t)$ است، نباید آن را نسبت مخاطره ثابت شاخص توسعه انسانی و به معنای کاهش ثابت ۳۲ درصدی مخاطره تفسیر کرد؛ تفسیر درست آن است که رابطه شاخص با مخاطره در طول زمان تغییر می‌کند و اثر آن در هر زمان به مجموع جزء اصلی و جزء تعاملی وابسته است.

۴-۶. ناهمگنی صنعتی رابطه کارایی فنی و مخاطره

نتایج برآورد جداگانه کاکس برای پنج صنعت اصلی در جدول ۸ آمده است. رابطه کارایی فنی و مخاطره تنها در صنعت سیمان، آهک و گچ معنادار است: نسبت مخاطره ۰۰۹۶۴۹ و سطح معناداری کمتر از ۰۰۰۰۱ که بر اساس برآورد نقطه‌ای معادل کاهش حدود ۳۰۵ درصدی مخاطره به ازای هر واحد افزایش کارایی است. در صنایع غذایی و آشامیدنی به جز قند و شکر (۱۰۰۱۲۰)، خودرو و ساخت قطعات (۱۰۰۳۱)، فلزات اساسی (۰۰۹۹۲۷) و مواد و محصولات دارویی (۰۰۹۸۷۶) رابطه معنادار نیست. برای فلزات اساسی و دارویی جهت برآورد نقطه‌ای با کاهش مخاطره سازگار است، اما از نظر آماری تأیید نمی‌شود. این یافته ناهمگنی صنعتی را نشان می‌دهد، هرچند به دلیل تعداد اندک رویدادها در هر صنعت، نبود معناداری لزوماً نبود رابطه نیست و ممکن است بازتاب توان آماری محدود باشد.

جدول ۸. اثر کارایی فنی بر مخاطره وقوع وضعیت ماده ۱۴۱ به تفکیک صنایع اصلی

صنعت	نسبت مخاطره	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری
سیمان، آهک و گچ	۰،۹۶۴۹	۰،۰۰۷۶	۴،۵۴-	۰،۰۰۱<
محصولات غذایی و آشامیدنی به جز قند و شکر	۱،۰۱۲۰	۰،۰۱۹۲	۰،۶۳	۰،۵۳۲
خودرو و ساخت قطعات	۱،۰۰۳۱	۰،۰۰۷۸	۰،۳۹	۰،۶۹۴
فلزات اساسی	۰،۹۹۲۷	۰،۰۰۶۵	۱،۱۱-	۰،۲۶۷
مواد و محصولات دارویی	۰،۹۸۷۶	۰،۰۱۲۹	۰،۹۵-	۰،۳۴۳

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۷. ارزیابی فرضیه‌ها

جدول ۹ نتیجه ارزیابی فرضیه‌ها را با اعمال قاعده تصمیم بخش ۳-۶ خلاصه می‌کند. فرضیه ۱ تأیید می‌شود: میانگین کارایی در دو تصریح ۰۰۶۴ و ۰۰۵۷ است، فاصله‌ای محسوس از کارایی کامل دارد و پارامتر λ معنادار است؛ «پایین بودن نسبی» به معنای ناکارایی مطلق همه شرکت‌ها نیست. فرضیه ۲ در هر دو مدل تأیید می‌شود، هرچند شدت رابطه در صنایع یکسان نیست. فرضیه ۳ در سطح ۵ درصد تأیید نمی‌شود، اگرچه سطح معناداری ۰۰۰۵۲ و ۰۰۰۶۳ به مرز نزدیک است. فرضیه ۴ به صورت جزئی تأیید می‌شود: پنج متغیر از شش متغیر گروه (رشد، نوسان رشد، تورم، نوسان تورم و نرخ سود بانکی) معنادارند و باز بودن تجاری معنادار نیست. فرضیه ۵ نیز جزئی است؛ فقط رشد موجودی کالا معنادار است. فرضیه ۶ به صورت رابطه زمان متغیر تأیید می‌شود و فرضیه ۷ از نظر آماری تأیید می‌شود، اما اندازه اثر بسیار کوچک است.

جدول ۹. خلاصه ارزیابی فرضیه‌های پژوهش

فرضیه	شواهد کلیدی	نتیجه
۱	میانگین کارایی ۰،۰۶۴ (کاب-داگلاس) و ۰،۰۵۷ (ترانسلوگ)؛ λ معنادار	تأیید
۲	نسبت مخاطره ۰،۰۹۹۶ (سطح معناداری ۰،۰۰۳۷) و ۰،۰۹۹۵ (سطح معناداری ۰،۰۰۲۱)؛ معنادار فقط در صنعت سیمان	تأیید (با ناهمگنی صنعتی)
۳	نسبت مخاطره ۰،۰۹۹۳ (۰،۰۰۶۳) و ۰،۰۹۹۲ (۰،۰۰۵۲)	عدم تأیید در سطح ۵ درصد
۴	رشد، نوسان رشد، تورم، نوسان تورم و نرخ سود بانکی معنادار؛ باز بودن تجاری غیرمعنادار	تأیید جزئی (۵ از ۶)
۵	رشد موجودی کالا معنادار؛ اندازه و مکان غیرمعنادار	تأیید جزئی (۱ از ۳)
۶	جزء زمان متغیر با نسبت مخاطره ۰،۰۶۷۹ (کمتر از ۰،۰۰۰۱)	تأیید (اثر زمان متغیر)
۷	نسبت مخاطره ۰،۰۹۹۹۹۲ (سطح معناداری ۰،۰۰۴۷)	تأیید آماری با اندازه اثر بسیار کوچک

منبع: یافته‌های پژوهش.

۵. بحث و تفسیر

۵-۱. کارایی فنی و بقا

یافته اصلی پژوهش آن است که شرکت‌های دارای کارایی فنی بالاتر، مشروط بر ویژگی‌های شرکت و شرایط کلان، مخاطره کمتری برای ورود به وضعیت ماده ۱۴۱ دارند. این نتیجه با انتظار نظریه‌های انتخاب بازار (جووانوویچ، ۱۹۸۲؛ هوپنهاین، ۱۹۹۲) و با شواهد بین‌المللی درباره خروج بنگاه‌های کم‌بهره‌ور (اولی و پیکز، ۱۹۹۶؛ بارتلمن و دومز، ۲۰۰۰) سازگار است و در هر دو تصریح تابع تولید تکرار می‌شود. اما اندازه اثر برآوردشده کوچک است و در تفکیک صنعتی فقط در صنعت سیمان، آهک و گچ معنادار باقی می‌ماند. یک تبیین محتمل این است که در صنعتی با محصول نسبتاً همگن و شدت بالای انرژی و سرمایه، هزینه تمام‌شده تعیین‌کننده حاشیه سود است و کارایی نقش پررنگ‌تری دارد؛ در صنایعی که قیمت‌ها یا بازارها تحت مقررات و حمایت قرار دارند (مانند دارویی و خودرو)، پیوند کارایی و بقا می‌تواند ضعیف‌تر باشد. این تبیین‌ها فرضیه‌هایی برای پژوهش‌های بعدی‌اند و در این مقاله آزمون نشده‌اند.

نکته مهم‌تر، رابطه کارایی با زمان تقویمی است. شاخص کارایی در هر دو تصریح روندی تقریباً یکنواخت و صعودی دارد و نسبت شرکت‌های مشمول ماده ۱۴۱ نیز پس از ۱۳۹۸ کاهش یافته است. از این رو بخشی از رابطه منفی کارایی و مخاطره ممکن است به هم‌حرکتی این دو در طول زمان مربوط باشد و نه لزوماً به تفاوت کارایی میان شرکت‌ها در یک فصل معین. برای اطمینان بیشتر، پیشنهاد می‌شود مدل کاکس با اثرات ثابت زمان یا با کارایی نسبی درون هر فصل و صنعت تکرار شود.

۵-۲. ویژگی‌های شرکت

رابطه مثبت رشد موجودی کالا با مخاطره، با دیدگاه مدیریت سرمایه در گردش هم‌خوان است: انباشت موجودی بدون رشد متناسب فروش منابع نقد را مسدود می‌کند و نیاز به تأمین مالی را افزایش می‌دهد. البته رشد موجودی می‌تواند هم‌زمان نشانه ضعف تقاضا و هم رفتار احتیاطی در برابر تورم باشد و داده‌های موجود میان این دو تفکیک قائل نمی‌شوند. نامعناداری اندازه شرکت را باید در پرتو ترکیب نمونه دید: بیش از ۹۰ درصد مشاهدات مربوط به شرکت‌های بزرگ‌تر از صد شاغل است و متغیر مجازی اندازه تغییرپذیری کافی برای شناسایی اثر ندارد. مکان شرکت نیز متغیر خامی است که ممکن است بازار فروش و شبکه تأمین شرکت‌های بورسی را ثبت نکند. مصرف انرژی و سهم فروش در صنعت هم معنادار نیستند؛ اما نسبت مخاطره سهم فروش در آستانه معناداری است (۰،۰۵۲ در مدل ۲) و رد فرضیه ۳ به معنای نبود اثر نیست.

۳-۵. متغیرهای کلان

الگوی رشد اقتصادی (کاهنده) و نوسان رشد (افزاینده) و نیز اثر مثبت تورم با نظریه‌های تقاضا، نااطمینانی و هزینه سازگار است. چون سطح و نوسان رشد هم‌زمان در مدل هستند، ضریب نوسان اثر شرطی نااطمینانی را نشان می‌دهد. سه یافته با انتظار نظری ساده هم‌جهت نیستند و شایسته احتیاط‌اند. نخست، نرخ سود بانکی نسبت مخاطره کمتر از یک دارد. این متغیر در ۲۳ فصل فقط دو بار تغییر کرده (۱۵، ۱۶ و سپس ۲۰۰۵ درصد) و از ۱۴۰۰ ثابت بوده است؛ بنابراین ضریب آن عمدتاً از دو جهش اولیه شناسایی می‌شود و احتمالاً بخشی از اثرات کلی زمان و رژیم پولی را می‌گیرد. تبیین دیگر آن است که در اقتصاد تورمی، نرخ اسمی سپرده هم‌زمان با شرایط پولی و تورم انتظاری تغییر می‌کند و بنگاه‌های دارای دارایی مالی می‌توانند از افزایش آن سود ببرند؛ اما مدل حاضر امکان تفکیک این سازوکارها را نمی‌دهد. دوم، نوسان تورم نسبت مخاطره‌ای اندکی کمتر از یک دارد. مقیاس این متغیر بزرگ است (واریانس شرطی تورم در شکل ۲ تا حدود ۲۰۰۰ واحد می‌رسد) و به همین دلیل اثر یک‌واحدی ناچیز به نظر می‌رسد؛ برای نمونه، افزایش ۱۰۰ واحدی با کاهش حدود ۳ درصد در مخاطره متناظر است. علامت منفی نیز مشروط بر حضور هم‌زمان سطح تورم است و نباید اثر علی کاهنده تعبیر شود. سوم، شاخص تحریم نسبت مخاطره‌ای بسیار نزدیک به یک دارد؛ این متغیر جانشین کلان و مبتنی بر نرخ ارز است و شدت مواجهه شرکت‌ها را نمی‌سنجد. پیشنهاد می‌شود ضرایب استاندارد شده یا اثر تغییر یک انحراف معیار گزارش و از شاخص‌های جایگزین تحریم استفاده شود.

شاخص توسعه انسانی فقط شش مقدار سالانه دارد و مقدار ۱۴۰۳ برآوردی است؛ بنابراین اثر زمان متغیر آن را نمی‌توان از سایر عوامل مشترک و زمان‌محور تفکیک کرد و بهتر است به‌عنوان کنترل تحولات ملی در طول زمان تلقی شود، نه اثر علی توسعه انسانی. به‌طور کلی، همه متغیرهای کلان در هر فصل برای تمام شرکت‌ها یکسان‌اند و اطلاعات مؤثر آنها به ۲۳ نقطه زمانی محدود است؛ وارد کردن چند متغیر کلان هم‌زمان می‌تواند به هم‌خطی و بیش‌برازش بینجامد و نتایج مربوط باید با تصریح‌های ساده‌تر بازبینی شود.

۶. نتیجه‌گیری، پیشنهادها و محدودیت‌ها

۶-۱. جمع‌بندی یافته‌ها

این مقاله با طراحی سه‌مرحله‌ای، کارایی فنی، نااطمینانی کلان و ویژگی‌های شرکت را با مخاطره ورود ۹۰ شرکت تولیدی بورس تهران به وضعیت ماده ۱۴۱ طی ۲۳ فصل مرتبط کرد. میانگین کارایی فنی ۰٫۶۴ (کاب-داگلاس) و ۰٫۵۷ (ترانسلوگ) است و آزمون نسبت درست‌نمایی تصریح ترانسلوگ را ترجیح می‌دهد. در مدل کاکس، کارایی فنی، رشد اقتصادی و نرخ سود بانکی با مخاطره کمتر و رشد موجودی کالا، تورم و نوسان رشد اقتصادی با مخاطره بیشتر همراه‌اند؛ اثر شاخص توسعه انسانی زمان متغیر است؛ اندازه، مکان، مصرف انرژی، باز بودن تجاری و (در سطح ۵ درصد) سهم فروش معنادار نیستند؛ و اندازه اثر تحریم و نوسان تورم بسیار کوچک است. رابطه کارایی و مخاطره فقط در صنعت سیمان، آهک و گچ معنادار است. مجموع شواهد نشان می‌دهد بقای شرکت‌های تولیدی هم به عملکرد فنی و مدیریت سرمایه در گردش بنگاه و هم به سطح و ثبات محیط کلان وابسته است.

۶-۲. پیشنهادهای کاربردی

برای مدیران شرکت‌ها: پایش مستمر کارایی فنی (کاهش اتلاف نهاده، استفاده بهتر از ظرفیت) و هماهنگ‌سازی برنامه تولید با تقاضا برای پرهیز از انباشت غیرضروری موجودی؛ نگهداشت نقدینگی احتیاطی و انعطاف‌پذیری برنامه‌های تولید و سرمایه‌گذاری در دوره‌های پرنوسان؛

برای ناظران بازار سرمایه: به‌کارگیری شاخص‌هایی مانند کارایی فنی، رشد موجودی و مواجهه با نوسان کلان در نظام هشدار زودهنگام پیش از رسیدن شرکت‌ها به آستانه ماده ۱۴۱؛

برای سیاست‌گذاران: اولویت‌دادن به ثبات و پیش‌بینی‌پذیری محیط کلان (کنترل تورم و کاهش نوسان رشد و سیاست‌ها)، چرا که نااطمینانی و تورم با مخاطره بیشتر همراه بودند؛ و توجه به تفاوت صنایع در طراحی حمایت‌ها، به‌ویژه بهره‌وری انرژی و سرمایه در صنایع پرمصرف.

۳-۶. محدودیت‌ها و پژوهش‌های آتی

نتایج این مقاله باید با توجه به محدودیت‌های زیر تفسیر شود. نخست، ضرایب روابط آماری مشروط‌اند و شناسایی علی ندارند. دوم، کارایی فنی و واریانس‌های شرطی متغیرهایی برآورده‌اند و خطای برآورد آنها در مرحله کاکس لحاظ نشده است (پیگان، ۱۹۸۴؛ وانگ و اشمیت، ۲۰۰۲)؛ برآورد یک‌مرحله‌ای یا بوت‌استرپ کل رویه می‌تواند پایداری نتایج را بسنجد. سوم، ساختار زمانی معادله ناکارایی می‌تواند روند کارایی را تحت تأثیر قرار دهد و رابطه آن با زمان تقویمی را پیچیده کند. چهارم، معیار ماده ۱۴۱ به سیاست‌های حسابداری وابسته است و معیار مستقیم خروج نیست؛ شاخص تحریم جانشینی کلان است و شاخص توسعه انسانی سال ۱۴۰۳ برآوردی است.

پنجم، متغیرهای کلان یکسان در همه شرکت‌ها و با تنوع زمانی محدود هستند. ششم، رویداد نسبتاً کم‌فراوان است (حدود ۳،۳ درصد مشاهدات) و در ابتدای دوره هشت شرکت در وضعیت مشمول قرار داشتند؛ رفتار با این موارد (برای مثال حذف یا تراکم چپ) و توان آماری تحلیل صنعتی باید صریح گزارش و آزمون شود. هفتم، آزمون رسمی برابری ضرایب صنایع انجام نشده و شاخص‌های کارایی در مدل کاکس به صورت ایستا وارد شده‌اند. پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی از مدل‌های شکنندگی مشترک صنعتی، ریسک‌های رقیب (خروج به دلایل دیگر)، شاخص‌های جایگزین رقابت (مانند شاخص هرفیندال-هیشرمن)، معیارهای مستقیم مواجهه با تحریم و متغیرهای مالی مکمل مانند اهرم و نقدینگی بهره بگیرند.

منابع:

- Aigner, D., Lovell, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21–37.
- Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589–609.
- Audretsch, D. B., & Mahmood, T. (1995). New firm survival: New results using a hazard function. *The Review of Economics and Statistics*, 77(1), 97–103.
- Barney, J. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management*, 17(1), 99–120.
- Bartelsman, E. J., & Doms, M. (2000). Understanding productivity: Lessons from longitudinal microdata. *Journal of Economic Literature*, 38(3), 569–594.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38(3), 387–399.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20(2), 325–332.
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital*. Columbia University Press.
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85–106.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623–685.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327.
- Breslow, N. (1974). Covariance analysis of censored survival data. *Biometrics*, 30(1), 89–99.
- Caves, R. E. (1998). Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms. *Journal of Economic Literature*, 36(4), 1947–1982.
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., & Lau, L. J. (1973). Transcendental logarithmic production frontiers. *The Review of Economics and Statistics*, 55(1), 28–45.
- Cox, D. R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 34(2), 187–220.
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007.
- Ericson, R., & Pakes, A. (1995). Markov-perfect industry dynamics: A framework for empirical work. *The Review of Economic Studies*, 62(1), 53–82.
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 120(3), 253–290.
- Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1), 141–206.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451–472.
- Grambsch, P. M., & Therneau, T. M. (1994). Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika*, 81(3), 515–526.
- Hannan, M. T., & Freeman, J. (1977). The population ecology of organizations. *American Journal of Sociology*, 82(5), 929–964.
- Hopenhayn, H. A. (1992). Entry, exit, and firm dynamics in long run equilibrium. *Econometrica*, 60(5), 1127–1150.
- Hufbauer, G. C., Schott, J. J., Elliott, K. A., & Oegg, B. (2007). *Economic Sanctions Reconsidered* (3rd ed.). Peterson Institute for International Economics.
- Jovanovic, B. (1982). Selection and the evolution of industry. *Econometrica*, 50(3), 649–670.
- Kiefer, N. M. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, 26(2), 646–679.
- Kumbhakar, S. C., & Lovell, C. A. K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press.
- Lin, D. Y., & Wei, L. J. (1989). The robust inference for the Cox proportional hazards model. *Journal of the American Statistical Association*, 84(408), 1074–1078.
- Mata, J., & Portugal, P. (1994). Life duration of new firms. *The Journal of Industrial Economics*, 42(3), 227–245.
- Meeusen, W., & van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2), 435–444.
- Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695–1725.

- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347–370.
- Ohlson, J. A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109–131.
- Olley, G. S., & Pakes, A. (1996). The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, 64(6), 1263–1297.
- Pagan, A. (1984). Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors. *International Economic Review*, 25(1), 221–247.
- Porter, M. E. (1980). *Competitive Strategy: Techniques for Analyzing Industries and Competitors*. Free Press.
- Ramey, G., & Ramey, V. A. (1995). Cross-country evidence on the link between volatility and growth. *American Economic Review*, 85(5), 1138–1151.
- Schoenfeld, D. (1982). Partial residuals for the proportional hazards regression model. *Biometrika*, 69(1), 239–241.
- Sen, A. (1999). *Development as Freedom*. Oxford University Press.
- Shumway, T. (2001). Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model. *The Journal of Business*, 74(1), 101–124.
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71(3), 393–410.
- Wang, H.-J., & Schmidt, P. (2002). One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*, 18(2), 129–144.