https://amf.ui.ac.ir
**Journal of Asset Management and Financing**
E-ISSN: 2383-1189
Vol. 14, Issue 1, No. 52, 2026, p 73-98
Received: 26/09/2024 Accepted: 23/06/2025

**Research Paper**

# The Impact of Transient versus Persistent Operating Efficiency on Short-Term Performance and Firm Value: A Stochastic Frontier Analysis

**Behrooz Badpa ***
Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran.
b.badpa@ilam.ac.ir

**Ruhollah Amareh**
Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.
amareh.ruhollah@gmail.com

**Abstract**
In an era of heightened shareholder expectations for value creation, firms face increasing pressure to optimize operating efficiency. This study investigates the distinct effects of transient and persistent operational efficiency on firm performance and market value. Applying the multi-step stochastic frontier analysis (SFA) framework developed by Kumbhakar et al. (2014), we decompose efficiency into transient and persistent components using a panel dataset of 167 firms listed on the Tehran Stock Exchange (2006–2022). Empirical analysis combines stochastic frontier estimation with multivariate linear regression (Stata 17) to assess the drivers and outcomes of efficiency. Key findings reveal that cost of goods sold, tangible fixed assets, and selling, general, and administrative expenses significantly enhance cash flow and drive both transient and persistent efficiency, whereas intangible assets exhibit no measurable impact. Notably, persistent efficiency negatively correlates with return on assets (ROA) and Tobin's Q, suggesting a potential erosion of firm value over time. Transient efficiency, however, positively influences ROA but lacks a significant association with market valuation. These results highlight a prevailing short-term managerial focus and offer critical insights for investors, corporate leaders, and policymakers aiming to reconcile operational efficiency with sustainable value creation.
**Keywords**: Transient and Persistent Operating Efficiency; Short-Term Performance; Firm Value; Stochastic Frontier Approach
**JEL Classification:** G32, D24, L25, C51.

## Introduction:

In an increasingly competitive marketplace, firms must adopt strategic practices that facilitate the integration of advanced technologies, foster innovation, generate stakeholder value, and optimize resource utilization. Achieving these objectives necessitates continuous measurement and enhancement of operational efficiency. Over recent decades, Stochastic Frontier Analysis (SFA) has emerged as a robust methodological approach for assessing firms' operational efficiency. SFA quantifies deviations from the theoretical production frontier by disentangling randomness—attributable to uncontrollable factors—from inefficiency, which arises primarily from managerial mismanagement (Karagiannis, 2014). This framework provides a coherent basis for defining inefficiency, emphasizing the importance of controllable managerial decisions in driving productivity.

Furthermore, the application of panel data models enables the decomposition of operational inefficiency into transient (short-term) and persistent (long-term) components, capturing both cross-sectional and temporal variations. This segmentation allows managers to identify immediate inefficiencies while simultaneously evaluating the effects of enduring policies on long-term productivity and firm value (Kumbhakar et al., 2014). Operational efficiency, as articulated by Kurniasih and Akhmadi (2024), refers to a firm's capacity to effectively manage its inputs and outputs, a factor critically linked to financial performance, competitiveness, and investor confidence.

*Corresponding author
Badpa, B. and Amareh, R. (2026). The Impact of Transient versus Persistent Operating Efficiency on Short-Term Performance and Firm Value: A Stochastic Frontier Analysis. *Journal of Asset Management and Financing*, *14*(1), 73-98.



10.22108/amf.2025.142901.1925

Firms exhibiting higher efficiency are better equipped to manage risks and achieve strategic objectives, thereby fostering elevated stock valuations and reinforcing investor trust. This study aims to deepen the understanding of operational efficiency among listed firms across diverse industries within the Tehran Stock Exchange. Its objectives include estimating overall operational efficiency, decomposing it into transient and persistent components, analyzing their respective impacts on firm performance and value, identifying key drivers, and offering actionable insights for stakeholders. A novel contribution of this research lies in its delineation of operational efficiency into its temporal constituents and the examination of their distinct influences on both short-term and long-term firm outcomes.

**Materials & Methods**

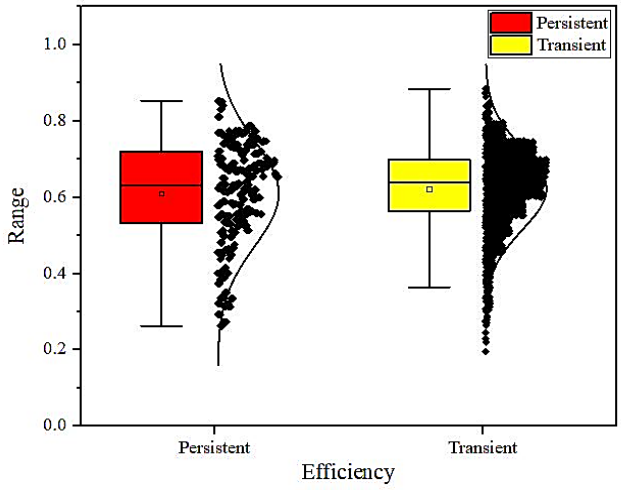
This study examines firms listed on the Tehran Stock Exchange over a 17-year period (2006–2022). Due to data limitations—including incomplete datasets, variations in fiscal year-ends, and the exclusion of firms operating in the insurance and investment sectors—the sample was refined to include 167 firms, resulting in a total of 2,839 firm-year observations. To assess firm-level operational efficiency, the study employs panel stochastic frontier analysis (SFA) utilizing the multi-step approach proposed by Kumbhakar et al. (2014). This method enables the decomposition of efficiency into transient (short-term) and persistent (long-term) components. Conventional SFA models often struggle to differentiate firm-specific heterogeneity from inefficiency. To address this limitation, the study adopts the following model:

$$\mathrm{Ln}(CF_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln}(\mathrm{FixAsset_{it}}) + \beta_2 \mathrm{Ln}(\mathrm{IntAsset_{it}}) + \beta_3 \mathrm{Ln}(Cost_{\mathrm{it}}) + \beta_4 \mathrm{Ln}(\mathrm{SG\&A_{it}}) + c_i - \eta_0 + v_{it} - u_{it}$$

In this analysis, cash flow is considered the output, while fixed assets, intangible assets, cost of goods sold (COGS), and selling, general, and administrative (SG&A) expenses serve as inputs. The components $\eta_i$ and $u_{it}$ represent persistent (long-term) and transient (short-term) inefficiencies, respectively. Efficiency scores are derived using Stata 17, after which four multivariate linear regression models are employed to assess the impact of transient efficiency (TE) and persistent efficiency (PE) on firm performance, measured by return on assets (ROA), and firm value, proxied by Tobin's Q. Control variables include firm size, leverage, sales growth, and loss status, consistent with prior research (Mukui, 2022; Bao & Motlagh, 2024).

**Findings**

Using the model proposed by Kumbhakar, Lin, and Hardaker (2014), this study decomposes operational efficiency into its persistent and transient components through a stochastic frontier framework with four inputs, with cash flows serving as the output. The results reveal statistically significant coefficients for all inputs—cost of goods sold, selling, general, and administrative expenses, and tangible fixed assets—except for intangible assets, indicating potential inefficiencies in the utilization of intangible resources. Among the inputs, cost of goods sold exhibits the highest elasticity (0.46). The estimated returns to scale are predominantly increasing, approximately 0.897, suggesting that firms operate under increasing returns to scale. Both persistent and transient inefficiencies exert significant influences on firm performance, with transient inefficiency tending to increase over time. The average operational efficiency score is moderate, ranging between approximately 0.61 and 0.63, implying there is considerable scope for improvement through the adoption of advanced production techniques and modern marketing strategies.




*Average transient and persistent operational efficiency of companies*

The results indicate that higher levels of persistent operational inefficiency are associated with lower return on assets (ROA) and reduced market value, likely attributable to poor corporate governance, suboptimal capital management, and inefficient resource utilization. Firms characterized by lower leverage, positive sales growth, and profitability tend to perform better, particularly in terms of ROA. In contrast, transient efficiency enhances ROA by optimizing the short-term utilization of assets, even in the presence of limited cash flows. However, transient efficiency does not have a statistically significant effect on market value, thereby rejecting the eighth hypothesis. Smaller, growing, and low-debt firms generally exhibit higher market valuations, potentially reflecting better investment opportunities. Overall, short-term efficiency appears to have a stronger correlation with financial performance than long-term efficiency.

**Discussion of Results & Conclusion**

This study investigates the effects of transient and persistent operational efficiency on firms' performance and market value, employing stochastic frontier analysis on a sample of 167 companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2006 to 2022. The findings indicate that persistent efficiency exerts a negative influence on both return on assets (ROA) and market value, likely due to underlying issues such as weak corporate governance, suboptimal capital allocation, and inefficient asset utilization. Conversely, transient efficiency has a positive impact on ROA, reflecting firms' emphasis on short-term gains, often at the expense of long-term strategic considerations. However, transient efficiency does not show a statistically significant effect on market value, suggesting the presence of managerial bias toward short-term performance at the expense of sustained value creation. Key operational variables—including the cost of goods sold, selling, general, and administrative (SG&A) expenses, and tangible fixed assets—significantly influence both transient and persistent efficiency. In contrast, intangible assets do not contribute meaningfully, likely due to underutilization or undervaluation. These results are consistent with prior research, such as Agasisti and Gralka (2019) and Cheng et al. (2018), although they diverge regarding the role of intangible assets.

The primary contribution of this study lies in its differentiation between the short- and long-term effects of operational efficiency on firm performance and valuation, providing valuable insights for stakeholders. Managers are encouraged to strike a balance between transient performance targets and persistent strategic initiatives to foster sustainable long-term value. Future studies could extend this analysis by examining how these efficiency dimensions influence other financial metrics, such as return on equity or stock price performance. Overall, the findings serve as a practical resource for decision-makers seeking to align operational strategies with long-term stakeholder value creation.

مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال چهاردهم، شماره اول، شماره پیاپی (۵۲)، ۱۴۰۵، ص ۷۳-۸۰
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۷/۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۴/۲

**مقاله پژوهشی**

# تأثیر کارایی عملیاتی موقت و پایدار بر عملکرد کوتاه‌مدت و ارزش شرکت براساس تابع مرزی تصادفی

**بهروز بادپا** *

*استادیار، گروه حسابداری، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران*

b.badpa@ilam.ac.ir

**روح‌الله آماره**

*دکتری، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران*

amareh.ruhollah@gmail.com

**چکیده**

افزایش فزایندهٔ علاقه به ایجاد ارزش به افزایش فشار سهام‌داران به شرکت‌ها برای بهبود کارایی عملیاتی منجر شده است. در چنین شرایطی، شرکت‌ها با هدف ارزش‌آفرینی و افزایش سهم خود از بازار در جهت پویایی و موفقیت آتی خود، باید از منابع موجود واحد تجاری به‌صورت کارا و مؤثر استفاده کنند؛ بنابراین، بر پایهٔ این استدلال، پژوهش حاضر تأثیر کارایی عملیاتی موقت و پایدار را بر عملکرد و ارزش شرکت بررسی کرده است. برای سنجش کارایی عملیاتی موقت و پایدار از تابع مرزی تصادفی و رویکرد چندمرحله‌ای کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014) استفاده شد. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از نمونه‌ای شامل ۱۶۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ و با بهره‌گیری از تابع مرزی تصادفی و رگرسیون خطی چندمتغیره در نرم‌افزار استتا نسخهٔ ۱۷ بررسی شد. یافته‌ها نشان داد که متغیرهای بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته، دارایی‌های ثابت مشهود و هزینه‌های فروش، اداری و عمومی با تأثیر مثبت بر جریان‌های نقدی شرکت نقش تعیین‌کننده‌ای در اندازه‌گیری و تفکیک کارایی عملیاتی پایدار و موقت شرکت دارد؛ اما دارایی‌های نامشهود نقش مؤثری در تبیین کارایی عملیاتی ندارد. در ادامه نتایج پژوهش نشان داد که کارایی عملیاتی پایدار شرکت، تأثیر منفی بر بازدهٔ دارایی‌های شرکت (عملکرد کوتاه‌مدت) دارد و با افزایش کارایی عملیاتی پایدار، شاخص کیوتوبین نیز کاهش پیدا می‌کند؛ اما کارایی عملیاتی موقت تأثیر مثبتی بر بازدهٔ دارایی‌ها دارد. از طرفی، کارایی عملیاتی موقت، تأثیری بر ارزش بازار شرکت ندارد. نوآوری این پژوهش در به‌کارگیری تابع مرزی تصادفی و رویکرد چندمرحله‌ای کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014) در سنجش کارایی عملیاتی موقت و پایدار شرکت‌ها است؛ علاوه براین، متغیرهای تعیین‌کنندهٔ کارایی عملیاتی موقت و پایدار شناسایی شدند و تأثیر اجزای کارایی عملیاتی بر سودآوری و ارزش شرکت بررسی شد. در تبیین نتایج می‌توان گفت که سیاست‌های مدیریت، بیشتر در جهت نتایج کوتاه‌مدت تدوین و اجرا شده است و ارزش‌آفرینی در بلندمدت و در بازار، هدف اصلی مدیریت نبوده است؛ بنابراین، بیشتر شرکت‌ها با افزایش سطح کارایی موقت (در یک‌سال) در تلاش هستند که حتی با فروش‌های غیرنقدی و مخارج غیرسرمایه‌ای سود کسب کنند، حتی اگر اندک باشد. نتایج پژوهش حاضر می‌تواند برای سرمایه‌گذاران، تحلیلگران، مدیران، کارآفرینان و سیاست‌گذاران بازار مفید باشد.

**کلیدواژه‌ها:** کارایی عملیاتی موقت و پایدار، عملکرد کوتاه‌مدت، ارزش شرکت، تابع مرزی تصادفی.

**طبقه‌بندی JEL:** C51 ،L25 ،G32 D24

---

* نویسندهٔ مسئول

بادپا، بهروز و آماره، روح‌اله . (۱۴۰۵). تأثیر کارایی عملیاتی موقت و پایدار بر عملکرد کوتاهمدت و ارزش شرکت بر اساس تابع مرزی تصادفی، *مدیریت دارایی و تامین مالی*، ۱۴ (۱)، ۷۱-۸۰.



10.22108/amf.2025.142901.1925

**مقدمه**

برای بقا و رقابت در بازار، شرکت‌ها باید راهبردهایی را اتخاذ کنند که به شناخت و به‌کارگیری فناوری پیشرفته، نوآوری در شرکت، ارزش‌آفرینی برای ذی‌نفعان و استفادهٔ کارآمد از منابع منجر شود که نیازمند اندازه‌گیری مستمر کارایی عملیاتی شرکت است. امکان ارزیابی کارایی عملیاتی شرکت‌ها در دهه‌های گذشته با استفاده از تحلیل تابع مرزی تصادفی (SFA) فراهم شده است که با تجزیهٔ انحرافات از مرز تولید لیدئال می‌تولند آن‌ها را به عامل خطا (عوامل کنترل‌ناپذیر) و عامل ناکارآمدی (سوء مدیریت) نسبت دهد. در تابع مرزی تصادفی، تعریف منطقی برای تعیین ناکارآمدی صورت می‌گیرد و عامل کلیدی برای تفسیر دقیق نتایج عملیاتی در کنترل مدیریت است (Karagiannis, 2014). با بهره‌گیری از پتانسیل مدل‌های مبتنی بر داده‌های تابلویی که هم داده‌های مقطعی و هم سری زمانی را پوشش می‌دهد، می‌توان ناکارایی و درنتیجه کارایی را به دو جزء موقت (کوتاه‌مدت) و پایدار (بلندمدت) تجزیه کرد. مزیت این رویکرد آن است که امکان تشخیص ناکارآمدی عملیات جاری شرکت و ارتقای دانش دربارهٔ چگونگی مدیریت رابطهٔ نهاده–ستانده شرکت در کوتاه‌مدت فراهم می‌شود؛ علاوه‌براین، با بررسی تأثیر سیاست‌های بلندمدت شرکت بر مهارت‌ها و بهره‌وری می‌توان ارزش شرکت را بهبود بخشید (Kumbhakar et al., 2014).

کورنیاسیح و آخمدی کارایی عملیاتی را به‌عنوان توانایی شرکت برای مدیریت کارآمد ورودی و خروجی تعریف می‌کند. توانایی شرکت در مدیریت مؤثر ورودی‌ها به خروجی‌ها برای موفقیت شرکت نقش حیاتی دارد. شرکت‌ها می‌توانند با اجرای راهبرد مناسب، سودآوری، رقابت‌پذیری و رضایت مشتری را افزایش دهند. عملکرد مالی شاخصی مهم برای ارزیابی اثربخشی و کارایی شرکت در مدیریت منابع و دستیابی به اهداف آن است (Kurniasih & Akhmadi, 2024). درضمن، کارایی عملیاتی می‌تواند سیگنال مثبتی برای سرمایه‌گذاران دربارهٔ سلامت مالی باشد. سرمایه‌گذاران استدلال می‌کنند که شرکتی که در عملیات خود کارآمد باشد، بهتر می‌تواند ریسک را مدیریت کند و به اهداف خود دست یابد. این امر می‌تواند باعث افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران به شرکت و افزایش قیمت سهام آن شود (Kurniasih & Akhmadi, 2024). هدف این پژوهش کمک به درک بهتر کارایی عملیات شرکت‌های بورسی فعال در همهٔ صنایع است که ناهمگون هستند و همین موضوع، می‌تواند ابزار مفیدی برای کمک به فرایند تصمیم‌گیری مدیران، سیاست‌گذاران، کارآفرینان و دولتمردان باشد. اهداف خاص پژوهش عبارت‌اند از: برآورد کارایی عملیاتی شرکت‌های بورسی و تجزیهٔ آن به اجزای موقت و پایدار، بررسی تأثیر هریک از اجزای کارایی موقت و پایدار بر عملکرد و ارزش شرکت، تعیین عوامل مؤثر بر کارایی و عملکرد شرکت در جهت حفظ منافع ذی‌نفعان و همین‌طور ارائهٔ رهنمودهای پژوهشی به‌منظور ارتقای روش‌های ارزیابی عملکرد. برای دستیابی به اهداف پژوهش، می‌توان از پیشرفت اخیر در روش اندازه‌گیری کارایی استفاده کرد. کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014) رویکردی را پیشنهاد کردند که بین کارایی موقت و پایدار تفاوت قائل می‌شود. تفسیر هر دو اصطلاح کارایی معمولاً با زمان مرتبط است. درحالی‌که ناکارایی موقت برای دورهٔ یک‌ساله (کوتاه‌مدت) تفسیر می‌شود، ناکارایی پایدار نشان‌دهندهٔ مشکلات عملیاتی بلندمدت است (Kumbhakar et al., 2014). لازم به ذکر است کارایی نسبتی است که بین صفر و یک قرار می‌گیرد؛ بنابراین، یکی از نوآوری‌های پژوهش حاضر، تفکیک کارایی عملیاتی به دو جزء موقت و پایدار است. نوآوری دیگر بررسی تأثیر اجزای آن بر عملکرد کوتاه‌مدت و بلندمدت شرکت است. تحلیل نتایج این رابطه می‌تواند جهت‌گیری سیاست‌های مدیریت منابع شرکت را نمایان سازد. ادامهٔ این پژوهش به شرح زیر است: در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه بیان می‌شود؛ بخش بعدی روش‌شناسی را مطرح می‌کند و پس از آن، یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود؛ در پایان نیز بحث و نتیجه‌گیری و در ادامه محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش مطرح می‌شوند.

**مبانی نظری**

در این بخش، ابتدا مبانی نظری کارایی عملیاتی و نقش آن در ارتقای عملکرد دورهٔ جاری شرکت و درنتیجه ارزش‌آفرینی آن مطرح می‌شود، سپس فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌شود.

افزایش فزایندهٔ علاقه به ایجاد ارزش به افزایش فشار سهام‌داران به شرکت‌ها برای پرداخت سود سهام و مدیران شرکت برای دریافت پاداش‌های مرتبط با عملکرد منجر شده است (Gharsellaoui, 2011). در عصر کنونی جهانی‌شدن، ارزش‌آفرینی به دارایی‌های نامشهود و دارایی‌های فیزیکی وابسته است (Cabrita et al., 2007)، اگرچه ظاهراً نقش دارایی‌های فیزیکی در صورت‌های مالی شرکت پررنگ‌تر است (Marr, 2008). در چنین شرایطی، ارزیابی عملکرد شرکت با بهره‌گیری از معیارهای ارزش‌آفرینی اندازه‌گیری می‌شود؛ بنابراین، برای مدیران، مشاوران و کارکنان تجاری توانایی ایجاد ارزش واقعی از بستر عملیاتی و مالی اهمیت دارد. تفکر مبتنی‌بر ایجاد ارزش بدین معنا است که باید همهٔ نظام‌های اساسی و فرایندها در جهت ایجاد ارزش سامان‌دهی شود (Rahnamyroodposhti et al., 2011). هدف مذکور می‌تواند منافع سهام‌داران را تأمین کرده و به تخصیص بهینهٔ منابع کمیاب و کارایی عملیات کمک کند؛ بنابراین، در چنین محیط نامطمئن اقتصادی که شرکت‌ها با هدف ارتقای ارزش‌آفرینی و افزایش سهم خود از بازار با یکدیگر رقابت می‌کنند، زیربنای اساسی در جهت پویایی و موفقیت آتی شرکت، استفاداً کارا و مؤثر از منابع موجود واحد تجاری است. نوع تصمیمات اتخاذشده در ارزش‌آفرینی برای شرکت بسیار اهمیت دارد که مهم‌ترین آن تصمیمات عملیاتی (کارایی عملیات) است. تفکر مدیریت مبتنی‌بر ایجاد ارزش به‌صورت پویا و فرایندی عمل می‌کند و در زنجیرهٔ ارزش ظهور پیدا می‌کند. برتری در رقابت از درون مراحل مختلف تولید و براساس سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف عملیاتی حاصل می‌شود. با بهبود کارایی عملیاتی، شرکت‌ها می‌توانند از مزایای رقابت پایدار و برتر بهره‌مند شوند (Jannatmakan et al., 2021)؛ ازاین‌رو کارایی، بیشتر به توصیف عملکرد اقتصادی مؤسسات یا شرکت‌ها می‌پردازد. این اصطلاح معمولاً برای توصیف توانایی تولید سطح معینی از خروجی با مقدار ورودی موجود استفاده می‌شود. واحد تجاری درصورتی به‌عنوان کارا طبقه‌بندی می‌شود که بیشترین خروجی ممکن را از مجموعهٔ داده‌های ورودی تولید کند. برای ارزیابی اینکه بهترین خروجی ممکن چیست، یک معیار لازم است؛ از این رو، گروهی از مؤسسات مقایسه می‌شوند و مقدار کارایی حاصل، یک معیار نسبی است. مقادیر بالا به این معنی است که شرکت به‌طور کامل از منابع خود استفاده می‌کند و حداکثر خروجی را تولید می‌کند. مقادیر کم کارایی نشان می‌دهد که شرکت می‌تواند منابع خود را کاهش دهد یا خروجی خود را افزایش دهد (Agasisti & Gralka, 2019)؛ به همین دلیل شرکت‌ها می‌توانند عملکرد کلی خود را ازطریق افزایش کارایی ارتقا دهند؛ افزایش کارایی به دو طریق امکان‌پذیر است: ازطریق بهبود مدیریت کوتاه‌مدت منابع و ازطریق راهبردهای بلندمدت برای افزایش فروش مانند نفوذ به بازارهای بین‌المللی یا هزینه‌های تحقیق و توسعه برای نوآوری که به بهبود عملکرد بلندمدت شرکت منجر می‌شود (Canello & Vidoli, 2020).

آگاسیستی و گرالکا با استفاده از تحلیل تابع مرزی تصادفی، کارایی موقت و پایدار دانشگاه‌های ایتالیا و آلمان را بررسی و مقایسه کردند. آنان ابتدا کارایی عملیاتی کوتاه‌مدت و بلندمدت را تفکیک و درعین‌حال ناهمگونی‌های خاص مؤسسه (دانشگاه) را کنترل کردند و سپس استدلال کردند که کارایی و ناکارایی ترم اول ناشی از کارایی هریک از دانشگاه‌ها در داخل هر کشور است، درحالی‌که ترم دوم تأثیر ساختار کلی آموزش عالی آن کشور است. مقایسهٔ بین دو کشور ایتالیا و آلمان تفاوت‌های کارایی مربوط به عملکرد هر دانشگاه‌ها یا ساختار آموزش عالی آن‌ها را بهتر نشان داد. براساس نتایج پژوهش، بخش آموزش عالی ایتالیا کارایی کلی بالاتری را نشان داد و باتوجه‌به اینکه هریک از دانشگاه‌های هر دو کشور در مرز بالای کارایی فعالیت می‌کنند، ناکارآمدی باقی‌مانده و شکاف بین کشورها به ناکارآمدی پایدار و ساختاری نسبت داده شد و براین‌اساس، پیشنهاد کردند که اقدامات آتی باید ساختار خاص آموزش کشور و نه صرفاً فعالیت‌های دانشگاه‌های واحد را

هدف قرار دهد (Agasisti & Gralka, 2019). فانگاکوا و همکاران کارایی و ناکارایی موقت و پایدار بانک‌های چینی را بررسی کردند. آنان کارایی کلی بانک‌های چینی را به دو بخش کارایی پایدار و موقت تجزیه کردند و براساس رویکرد مرزی تصادفی، کارایی پلیدار و موقت را برای نمونهٔ بزرگی از ۱۶۶ بلنک چینی در دورهٔ ۲۰۰۸–۲۰۱۵ لندازه‌گیری کردند. نتایج آنان نشـــان داد که کارایی پایین‌تر پنج بانک بزرگ چین به دلیل سطح پایین کارایی پایدار هزینه و ناشی از مشکلات ساختاری است. درمقابل، کارایی موقت پنج بانک بزرگ مشابه سایر بانک‌های چینی است که نشان‌دهندهٔ استعداد و پتانسیل مناسب آن‌ها برای به حداقل رساندن هزینه‌ها در کوتاه‌مدت است. براساس یافته‌های پژوهش اصلاحات ساختاری عمده برای افزایش کارایی پنج بانک بزرگ چین الزامی است (Fungacova et al., 2018). فیلیپینی و همکاران کارایی موقت و پایدار هزینهٔ بخش انرژی (برق) را در سوئد بررسی کردند. این مطالعه با کمی‌کردن سطح کارایی هزینهٔ پایدار و موقت شـرکت‌های تولید انرژی با بهره‌گیری از مدل اثرات تصـادفی، کارایی هزینهٔ ۶۵ شرکت سوئیسی را برای دورهٔ ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ تجزیه‌وتحلیل کرد. نتایج نشان داد که ناکارایی بااهمیت هزینهٔ موقت و پایدار وجود دارد و سطح مجموع ناکارایی هزینه در این دوره را ۲۲/۳درصد (۷/۹درصد موقت و ۱۴/۴درصد پایدار) برآورد کردند. آنان استدلال کردند این دو مؤلفه در تفسیر و مفهوم متفاوت هستند؛ اما از دیدگاه شرکت، هر دو نوع ناکارایی هزینه ممکن است مدیریت شرکت را ملزم به پاسخ‌گویی دربارهٔ راهبردهای مختلف کند (Filippini et al., 2018).

به‌طورکلی، تجزیه‌وتحلیل کارایی عملیات شرکت با استفاده از دو رویکرد اساسی یعنی تحلیل پوششی داده‌ها یا تابع مرزی تصادفی انجام می‌شود. تابع مرزی تصادفی با استفاده از مدل مبتنی‌بر ورودی و خروجی با تفکیک باقی‌مانده‌های مدل، آن را به دو جزء عامل خطا و عامل ناکارایی تفکیک می‌کند(Sun et al., 2020). کومباکار و همکاران نیز با استفاده از رویکرد فوق، کارایی عملیاتی را به اجزای موقت و پایدار تفکیک کردند تا امکان ارزیابی و لندازه‌گیری اثر هریک از اجزای آن بر عملکرد شـــرکت در کوتاه‌مدت و بلندمدت فراهم شـــود. برای لندازه‌گیری کارایی عملیاتی، ابتدا باید متغیرهای ورودی و خروجی مناســـب برای لندازه‌گیری کارایی عملیاتی موقت و پایدار انتخاب شـــوند (Kumbhakar et al., 2014). چنگ و همکاران (Cheng et al., 2018)، ســـوخکیان و همکاران (Soukhakian et al., 2020)، دعائی و گوهری (Doaei & Gohari, 2020)، دمیرجـان و همکـاران (Demerjian et al., 2012) و فرج‌زاده دهکردی (Farajzadeh-Dehkordi, 2022) دارایی‌هـای ثـابـت مشـــهود، دارایی‌های نامشـــهود، بهای تمام‌شـــدهٔ کالای فروش‌رفته و هزینه‌های فروش، اداری و عمومی را به‌عنوان متغیرهای ورودی تعیین‌کنندهٔ کارایی عملیاتی معرفی کردند. از طرفی، گروکا و رگو (Gruca & Rego, 2005) از متغیر جریان‌های نقدی به‌عنوان متغیر خروجی در تبیین کارایی عملیاتی شـــرکت اســـتفاده کردند. آنان معتقدند که جریان‌های نقدی در مقایســـه با روش‌های حسابداری شرکت و مدیریت سود مصونیت بیشتری دارد؛ براین‌اساس، انتظار می‌رود که متغیرهای دارایی‌های ثابت مشـــهود، دارایی‌های نامشـــهود، بهای تمام‌شـــدهٔ کالای فروش‌رفته و هزینه‌های فروش، اداری و عمومی (به‌عنوان متغیرهای ورودی) با تأثیر معنادار بر متغیر جریان‌های نقدی (به‌عنوان خروجی) تبیین‌کنندهٔ کارایی موقت و پایدار عملیات شرکت باشند؛ براین‌اساس، فرضیه‌های مرتبط با عوامل تعیین‌کنندهٔ کارایی عملیاتی به شرح زیر است:

**فرضیهٔ اول:** بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته با تأثیر مثبت معنادار بر جریان‌های نقدی شرکت در تبیین و تفکیک کارایی عملیاتی موقت و پایدار شرکت نقش مؤثری دارد.

**فرضـــیهٔ دوم:** هزینه‌های فروش، اداری و عمومی با تأثیر مثبت معنادار بر جریان‌های نقدی شـــرکت در تبیین و تفکیک کارایی عملیاتی موقت و پایدار شرکت نقش مؤثری دارد.

**فرضـیهٔ سـوم:** دارایی‌های نامشـهود با تأثیر مثبت معنادار بر جریان‌های نقدی شـرکت در تبیین و تفکیک کارایی عملیاتی موقت و پایدار شرکت نقش مؤثری دارد.

**فرضیهٔ چهارم**: دارایی‌های ثابت با تأثیر مثبت معنادار بر جریان‌های نقدی شرکت در تبیین و تفکیک کارایی عملیاتی موقت و پایدار شرکت نقش مؤثری دارد.

از سوی دیگر کارایی موقت منعکس‌کنندهٔ تغییرات سالانه است و احتمالاً فقط در سطح سازمانی رخ می‌دهد. درمقابل، کارایی پایدار اهداف و سیاست‌های بلندمدت و معمولاً در سطح بالاتر را منعکس می‌کند که دولت هم می‌تواند در تنظیم و تدوین آن دخیل باشد (Agasisti & Gralka, 2019). معمولاً تفاوت کمی بین کارایی کوتاه‌مدت شرکت‌ها در صنایع مشابه وجود دارد؛ چون این شرکت‌ها باوجود تفاوتی که در ساختار و اندازه دارند، راهبردهای مشابهی را برای مدیریت منابع کوتاه‌مدت به‌کار می‌گیرند. فیلیپینی و همکاران (Filippini et al., 2018) استدلال کردند که چون قیمت برق در بازار اروپا طی چند سال اخیر به میزان چشمگیری کاهش یافته است و درنتیجه رقابت‌پذیری و سودآوری شرکت‌های برق آبی سوئیس بدتر شده است، یکی از گزینه‌های بهبود رقابت‌پذیری این بخش، افزایش کارایی ازجمله کارایی هزینه است؛ براین‌اساس، ضرورت دارد تا به‌منظور بهبود عملکرد شرکت‌های مذکور، فعالیت‌های عملیاتی آن‌ها به‌نحو مطلوب‌تری مدیریت شود (Filippini et al., 2018). کارایی عملیاتی بر بهبود عملکرد و سیستم‌های مؤثر متمرکز است که قابل‌اعتماد هستند و می‌توانند مزیت رقابتی بیش از انتظارات مشتری را تضمین کنند. برای به دست آوردن نتایج عملیاتی پایدار، راهبرد مشخصی تدوین می‌شود که سازمان را در کسب اطمینان از برآورده‌شدن جنبه‌های عملیاتی کلیدی شرکت (کاهش هزینه، سرعت توسعه و تولید محصول، انعطاف‌پذیری سیستم تولید و تضمین کیفیت برای محصول) پشتیبانی می‌کند (Wiley et al., 2010). برای بهبود و ارتقای کارایی عملیاتی، چرخهٔ توسعهٔ کوتاه‌تر محصول، اثربخشی، تحقیق و توسعه، ارتقای فرایندهای خدمات‌دهی و تولیدی، زمان تحویل کوتاه‌تر، انعطاف‌پذیری و دید کلی سازمانی از ابزارهای لازم به حساب می‌آیند که بر عملکرد جاری شرکت تأثیر مطلوب دارند (Wagner & Krause, 2009). کارایی عملیاتی مطلوب شرکت با مدیریت مؤثر ورودی‌ها و خروجی‌ها حاصل می‌شود. مدیریت شرکت می‌تواند با استفادهٔ بهینه از منابع موجود به درآمد عملیاتی بالا و سود هدف برسد؛ علاوه‌براین، شرکت می‌تواند در بازار رقابتی سهم مناسبی را از فروش محصولات و ارائهٔ خدمات کسب کند که موجب رضایت مشتری و بقای شرکت و درنهایت درآمدزایی پایدار شرکت می‌شود (Kurniasih & Akhmadi, 2024). فریا و همکاران (Faria et al., 2022) با بهره‌گیری از داده‌های تابلویی شرکت‌های تولید نوشیدنی در پرتغال، کارایی تولیدی شرکت‌ها را اندازه‌گیری کردند و آن را به کارایی موقت و پایدار تجزیه کردند. نتایج آنان نشان داد که کارخانه‌های نوشیدنی می‌توانند عملکرد کلی شرکت را ازطریق مدیریت بهتر منابع در کوتاه‌مدت و علاوه‌براین سیاست‌های بلندمدت و حمایتی دولت (مانند بهبود مقررات بازار و حمایت از شرکت‌های عمومی) افزایش دهند. شریف‌آزاده و بصیرت (Sharifazadeh & Basirat, 2014)کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت ایران را براساس تابع مرزی تصادفی برآورد کردند. نتایج آزمون‌ها نشان داد که آثار ناکارایی تولید در صنعت لوله‌های نفت و گاز وجود دارد؛ اما میانگین کارایی تولیدی از ۵۳/۵۷ درصد در سال ۱۳۷۵ با روند صعودی به ۷۴/۷۲درصد در سال ۱۳۸۹ افزایش یافته است. از دلایل صعودی‌بودن کارایی تولید (فنی) این صنعت می‌توان به افزایش قیمت نفت و به‌تبع آن افزایش میزان سرمایه‌گذاری‌های انجام‌پذیرفته در صنعت گاز و نفت (به خصوص پروژه‌های پارس جنوبی) و نیاز به لوله‌های انتقال نفت وگاز اشاره کرد (Sharifazadeh & Basirat, 2014)؛ براین‌اساس:

**فرضیهٔ پنجم**: کارایی عملیاتی پایدار بر بازدهٔ دارایی‌های شرکت تأثیر مثبت معناداری دارد.

**فرضیهٔ ششم**: کارایی عملیاتی موقت بر بازدهٔ دارایی‌های شرکت تأثیر مثبت معناداری دارد.

علاوه‌براین، ارزش‌آفرینی هدفی اساسی در بازارهای مالی امروزی تلقی می‌شود، به‌ویژه پس از وقوع بحران‌های مالی، نقدینگی و اقتصادی اخیر که بر عملکرد شرکت‌ها و حتی بقای آن‌ها تأثیر گذاشته است (Gharsellaoui, 2011). مدیران

شرکت‌ها برای بهبود عملکرد و ایجاد ارزش در فشار فوق‌العاده‌ای هستند. در بازار امروز، موفقیت کلیدی شرکت به ظرفیت آن برای به حداکثر رساندن ارزش سهام‌داران بستگی دارد. پارادایم کلاسیک مالی شرکتی[1] بیان می‌کند که هدف هر شرکتی دستیابی به حداکثر ثروت برای سهام‌دارانش است وگزارش‌های مالی شرکت برای تعیین ارزش آن تجزیه‌وتحلیل می‌شود. علاوه‌بر گزارش‌های مالی منتشرشده تحلیلگران مالی به‌منظور اندازه‌گیری ثروت سهام‌داران، باید عملکرد آتی شرکت را با ارزیابی سودآوری، رشد و راهبرد شرکت پیش‌بینی کنند (Fairfield & Yohn, 2001). نظریهٔ حامی ایجاد ارزش سهام‌داران این است که اطمینان حاصل شود که ارزش بازار از ارزش دفتری سرمایه بیشتر است (Liow, 2010). درواقع، تفکر مبتنی‌بر ایجاد ارزش بدین معنا است که باید همهٔ نظام‌های اساسی و فرایندها در جهت ایجاد ارزش سامان‌دهی شوند (Rahnamyroodposhti et al., 2011).

همان‌طور که در بخش قبل گفته شد، معمولاً به دلیل راهبردهای مشابه برای مدیریت منابع کوتاه‌مدت، تفاوت کمی بین کارایی کوتاه‌مدت شرکت‌ها در صنایع مشابه وجود دارد؛ اما معمولاً کارایی بلندمدت پراکنده‌تر است و دلایل متفاوتی برای ناکارآمدی طولانی‌مدت وجود دارد. واقعیت آن است که توسعهٔ تصمیمات مربوط به رشد، نوآوری و کارآفرینی در بلندمدت مانند مکان‌های فعالیت شرکت، اندازهٔ شرکت، ساختار سرمایه، نفوذ در بازار و یکپارچگی زنجیرهٔ تأمین متأثر از سیاست‌ها و برنامه‌ریزی‌های کلی و بلندمدت مدیریت شرکت قرار دارد (Canello & Vidoli, 2020). شرکت‌هایی که کارایی عملیاتی مطلوبی دارند با استفادهٔ بهینه از منابع شرکت به سودآوری و رشد مطلوبی دست پیدا می‌کنند. درواقع، شرکت با کارایی عملیاتی مطلوب عملکرد مالی خوبی دارد. براساس نظریهٔ علامت‌دهی، کارایی عملیاتی و مالی مطلوب سیگنال خوبی در دانش، تجربه و توانمندی مدیریت به سرمایه‌گذاران می‌دهد، به‌طوری‌که آنان علاقه‌مند به سرمایه‌گذاری در شرکت می‌شوند. این جهت‌دهی به سرمایه‌گذاران موجب رونق سهام شرکت و رشد قیمت آن می‌شود؛ بنابراین، با افزایش کارایی عملیاتی شرکت ارزش بازار سهام آن افزایش پیدا می‌کند (Kurniasih & Akhmadi, 2024). سوخکیان و همکاران رابطهٔ بین توانایی مدیریت و ارزش نهایی وجوه نقد را بررسی کردند (Soukhakian et al., 2020). نتایج آنان با بهره‌گیری از داده‌های ۱۷۶ شرکت بورسی در دورهٔ زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ براساس مدل دمیرجان و همکاران نشان داد که کارایی (توانایی) مدیریت بر ارزش نهایی وجوه نقد تأثیری ندارد و شاید دلیل آن دولتی‌بودن ساختار مالکیت باشد و به فرایند انتخاب مدیران ارتباط دارد (Soukhakian et al., 2020; Demerjian et al., 2012). فرج‌زاده دهکردی اثر گزارشگری فرصت‌طلبانه را بر کارایی عملیاتی شرکت‌های همتا بررسی کرد و با استفاده از داده‌های ۲۱۲ شرکت بورسی طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰ (شامل ۱۶۶۶ سال-شرکت) نشان داد که اقدام شرکت‌ها به گزارشگری مالی فرصت‌طلبانه باعث کاهش کارایی در بین شرکت‌های همتا می‌شود؛ اما همهٔ شرکت‌های همتا به‌طور یکسان متأثر از گزارشگری فرصت‌طلبانه قرار نمی‌گیرند (Farajzadeh-Dehkordi, 2022)؛ براین‌اساس انتظار می‌رود که کارایی عملیاتی موقت و کارایی عملیاتی پایدار بر ارزش شرکت تأثیر مثبت داشته باشند؛ به بیان دیگر، کارایی عملیاتی موقت و پایدار بر عملکرد بلندمدت شرکت تأثیر می‌گذارد؛ اما ممکن است درجهٔ تأثیر آنها متفاوت باشد. البته سیاست‌های نامطلوب و نامتقاران مدیریت شرکت می‌تواند بر جهت رابطهٔ مذکور تأثیر بگذارد و اهداف بلندمدت را فدای اهداف کوتاه‌مدت کند. این موضوع در حیطهٔ بحث نظریهٔ نمایندگی است و برای کنترل و مدیریت تضاد منافع راه‌کارهای مختلفی پیشنهاد شده است؛ براین‌اساس:

**فرضیهٔ هفتم:** کارایی عملیاتی پایدار شرکت بر شاخص کیوتوبین تأثیر مثبت معناداری دارد.

**فرضیهٔ هشتم:** کارایی عملیاتی موقت بر شاخص کیوتوبین تأثیر مثبت معناداری دارد.

[1] The classical corporate finance paradigm

بررسی مطالعات پیشین در این زمینه که در بخش مبانی نظری ارائه شد، نشان می‌دهد که پژوهش‌های معدودی در چارچوب کارایی عملیاتی موقت و پایدار و تأثیر آن بر متغیرهای دیگر انجام شده است. یکی از نقاط قوت پژوهش حاضر آن است که کارایی عملیاتی موقت و پایدار شرکت‌های بورسی را برآورد کرده است که تاکنون اندازه‌گیری نشده بود؛ افزون بر این ارتباط هر دو جزء را با عملکرد کوتاه‌مدت و بلندمدت شرکت بررسی کرده است.

## روش پژوهش

شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۷ساله یعنی ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ به‌عنوان نمونهٔ پژوهش مد نظر قرار گرفته‌اند. باتوجه‌به ناقص‌بودن اطلاعات برخی از شرکت‌های مذکور در قلمرو زمانی پژوهش و منتهی‌نشدن دورهٔ مالی برخی از شرکت‌ها به پایان اسفند و نیز باتوجه‌به اینکه برخی از شرکت‌های فعال در بورس، فعالیت بیمه‌ای و سرمایه‌گذاری داشتند، محدودیت‌هایی برای انتخاب نمونهٔ پژوهش اعمال شد؛ بنابراین، تعداد ۱۶۷ شرکت بورسی به‌عنوان نمونهٔ آماری پژوهش انتخاب شدند و درنتیجه، ۲۸۳۹ مشاهده برای انجام پژوهش و آزمون فرضیه‌های آن در نظر گرفته شد.

بیشتر مدل‌های مرزی تصادفی مبتنی‌بر داده‌های تابلویی دارای یک اشکال عمده هستند؛ در بیشتر مدل‌های مرزی تصادفی، ناهمگونی بین مقاطع (تفاوت‌های مربوط به هریک از شرکت‌ها) از ناکارایی عملیاتی آن‌ها تفکیک نمی‌شود. اخیراً رویکردهای مختلفی برای کاهش این اشکال پیشنهاد شده است (Nguyen et al., 2022). کومباکار و همکاران مدل جدیدی را با تجزیهٔ کارایی عملیاتی به اجزای موقت و پایدار ارائه کردند (Kumbhakar et al., 2014). فرم کلی این مدل به شرح رابطهٔ (۱) است:

$$y_{it} = a_0 + f(x_{it};\beta) + c_i - \eta_0 + v_{it} - u_{it} \qquad (۱)$$

که در آن، $y_{it}$ خروجی شرکت $i$ در سال $t$ را نشان می‌دهد. $x_{it}$ ورودی‌های استفاده‌شده در فرایند تولید است؛ علاوه‌براین، $c_i$ اثرات مربوط به شرکت را شناسایی می‌کند (ناهمسانی شرکت‌ها را در نظر می‌گیرد)، $v_{it}$ اثرات تصادفی آماری است. درضمن، $\eta_0$ و $u_{it}$ در این مدل به ترتیب تخمین نقطه‌ای ناکارایی پایدار و موقت را نشان می‌دهند؛ بنابراین، مدل ۴ دارای چهار جزء به‌غیراز متغیرهای ورودی و خروجی است که دو جزء آن $\eta_0 > 0$ و $u_{it} > 0$ ناکارایی پایدار و موقت و دو جزء دیگر نیز اثرات شرکت $c_i$ و شوک‌ها $v_{it}$ هستند.

در پژوهش حاضر ابتدا با بهره‌گیری از تابع مرزی تصادفی و روش چندمرحله‌ای کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014) کارایی عملیاتی موقت و پایدار و رگرسیون خطی چندمتغیره در نرم‌افزار استتا نسخهٔ ۱۷ اندازه‌گیری شده است؛ براین‌اساس، لازم است متغیرهای ورودی و خروجی این مدل به‌طور مناسب انتخاب شوند که در تدوین فرضیه‌ها به آن اشاره شد. براساس پژوهش‌های چنگ و همکاران (Cheng et al., 2018)، سوخکیان و همکاران (Soukhakian et al., 2020)، دعائی و گوهری (Doaei & Gohari, 2020)، دمیرجان و همکاران (Demerjian et al., 2012) و فرج‌زاده دهکردی (Farajzadeh-Dehkordi, 2022) از دارایی‌های ثابت مشهود، دارایی‌های نامشهود، بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته و هزینه‌های فروش، اداری و عمومی به‌عنوان متغیرهای ورودی و براساس پژوهش گروکا و رگو (Gruca & Rego, 2005) از جریان‌های نقدی به‌عنوان متغیر خروجی مدل مرزی تصادفی کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014) در تبیین کارایی عملیاتی موقت و پایدار شرکت استفاده شده است؛ بنابراین، مدل مرزی تصادفی بر روی داده‌های ترکیبی به شرح رابطهٔ (۲) ارائه می‌شود:

$$\mathrm{Ln}(CF_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln}(\mathrm{FixAsset_{it}}) + \beta_2 \mathrm{Ln}(\mathrm{IntAsset_{it}}) + \beta_3 \mathrm{Ln}(Cost_{it}) + \beta_4 \mathrm{Ln}(\mathrm{SG\&A_{it}}) + c_i - \eta_0 + v_{it} - u_{it} \qquad (۲)$$

که در آن i برابر است با شرکت و t هم دورهٔ زمانی را نشان می‌دهد. CF نشان‌دهندهٔ جریان‌های نقدی شرکت به‌عنوان

خروجی تابع مرزی تصادفی است. FixAsset نشان‌دهندهٔ دارایی‌های ثابت مشهود، IntAsset برابر است با دارایی‌های نامشهود، Cost نشان‌دهندهٔ بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته، SG&A نشان از هزینه‌های فروش، اداری و عمومی، $c_i$ نشان‌دهندهٔ تفاوت‌های خاص هریک از شرکت‌ها است؛ به همین ترتیب $\eta_i$ نشان‌دهندهٔ ناکارایی پایدار، $u_{it}$ برابر است با ناکارایی موقت و $v_{it}$ هم جزء خطای متقارن دوطرفه که نشان‌دهندهٔ اثرات تصادفی است. مدل کاربردی پژوهش (۲) با استفاده از رویکرد کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014) در نرم‌افزار استتا برآورد شده است. پس از استخراج داده‌های کارایی عملیاتی موقت و پایدار شرکت با استفاده از مدل فوق، به‌منظور بررسی اثر اجزای کارایی عملیاتی بر عملکرد و ارزش شرکت چهار معادله به شرح روابط (۶-۳) طراحی شده است:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 PE_{it} + \beta_2 Lev_{it} + \beta_3\, Size_{it} + \beta_4\, Loss_{it} + \beta_5\, Growth_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 TE_{it} + \beta_2 Lev_{it} + \beta_3\, Size_{it} + \beta_4\, Loss_{it} + \beta_5\, Growth_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

$$Q\_Tobin_{it} = \beta_0 + \beta_1 PE_{it} + \beta_2 Lev_{it} + \beta_3\, Size_{it} + \beta_4\, Loss_{it} + \beta_5\, Growth_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

$$Q\_Tobin_{it} = \beta_0 + \beta_1 TE_{it} + \beta_2 Lev_{it} + \beta_3\, Size_{it} + \beta_4\, Loss_{it} + \beta_5\, Growth_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

در این پژوهش، متغیرهای اصلی مدل به شرح زیر تعریف شده‌اند:

$PE_{it}$ نشان‌دهندهٔ کارایی عملیاتی پایدار شرکت است که به‌عنوان متغیر مستقل در مدل‌های ۳ و ۵ به کار رفته و براساس مدل کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014) محاسبه شده است؛ علاوه‌براین، $TE_{it}$ بیانگر کارایی عملیاتی موقت شرکت است که متغیر مستقل در مدل‌های ۴ و ۶ محسوب می‌شود و آن نیز با استفاده از مدل یادشده محاسبه شده است. متغیر $ROA_{it}$ معیاری برای سنجش عملکرد کوتاه‌مدت شرکت و متغیر وابسته در مدل‌های ۳ و ۴ است که از نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌های شرکت به دست می‌آید. $Q\_Tobin_{it}$ نیز شاخصی برای تعیین ارزش شرکت بوده و متغیر وابسته در مدل‌های ۵ و ۶ است که از تقسیم مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها بر کل دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود؛ افزون بر این، متغیرهای کنترلی پژوهش به پژوهش موکوی (Mukui, 2022) و باو و پوراسماعیل مطلق (Bao & Pouresmaeil-Motlagh, 2024) عبارت‌اند از: $Size_{it}$ که لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت را نشان می‌دهد، $Growth_{it}$ که تغییرات درآمد فروش سال جاری در مقایسه با سال گذشته را بیان می‌کند (درآمد فروش سال جاری تقسیم بر درآمد سال گذشته منهای یک)، $Lev_{it}$ که نسبت جمع بدهی‌ها به جمع دارایی‌های شرکت را نشان می‌دهد و درنهایت $Loss_{it}$ که اگر شرکت در سال جاری زیان‌ده باشد، مقدار آن برابر ۱ و درغیراین‌صورت برابر صفر در نظر گرفته می‌شود.

**یافته‌ها**

باتوجه‌به مطالب بیان‌شده، برای تفکیک اجزای پایدار و موقت کارایی عملیاتی از مدل کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014) استفاده شد و مدل (۲) براساس مدل اثرات تصادفی چندمرحله‌ای با چهار متغیر ورودی شامل بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته، هزینه‌های فروش، عمومی و اداری، دارایی‌های نامشهود و دارایی‌های ثابت مشهود و یک متغیر خروجی یعنی جریان‌های نقدی برآورد شد که نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است:

**جدول (۱): محاسبهٔ اجزای کارایی عملیاتی (براساس تابع مرزی تصادفی)**

**Table (1): Calculation of operational efficiency components (based on stochastic frontier function)**

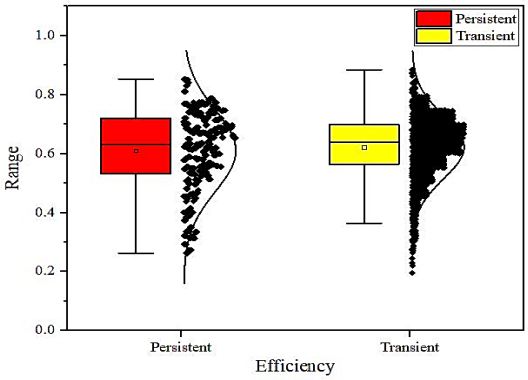
| متغیر خروجی | | متغیر ورودی | ضرایب | انحراف معیار | Z | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|---|---|
| جریان‌های نقدی | | بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته | ۰/۴۶*** | ۰/۰۴۵ | ۱۰/۰۷ | ۰/۰۰۰ |
| | | هزینه‌های فروش، اداری و عمومی | ۰/۳۳۹*** | ۰/۰۵۱ | ۶/۵۵ | ۰/۰۰۰ |
| | | دارایی‌های نامشهود | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۲۲ | ۰/۴۳ | ۰/۶۶۳ |
| | | دارایی‌های ثابت مشهود | ۰/۰۹۸** | ۰/۰۲۹ | ۳/۳۷ | ۰/۰۰۱ |
| آماره‌های برازش کلی تابع مرزی تصادفی | | ناکارایی پایدار | ۰/۵۷۳*** | ۰/۰۴۵ | ۱۲/۶۵ | ۰/۰۰۰ |
| | | ناکارایی موقت | ۰/۵۷۱*** | ۰/۰۷۲ | ۷/۸۷ | ۰/۰۰۰ |
| | | آمارهٔ والد $\chi^2$ | ۳۰۱۱/۱۹ | | | |
| | | احتمال (آماره $\chi^2$) | ۰/۰۰۰ | | | |

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح خطای ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد را نشان می‌دهند.

جدول ۱ نتایج تابع مرزی تصادفی مدل کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014) برای اندازه‌گیری ناکارایی موقت و پایدار را در بین شرکت‌ها نشان می‌دهد. آمارهٔ کای‌دو در سطح اطمینان بالا (۹۹درصد) معنادار است و نشان‌دهندهٔ برازش مطلوب مدل است. ضرایب متغیرهای ورودی از این جهت کشش مناسبی دارند که مقادیر با انتظارات نظری همسو هستند. نتایج آزمون این مدل به‌عنوان مدل تبیین‌کنندهٔ اولیه نشان داد که همهٔ متغیرهای ورودی به‌جز دارایی‌های نامشهود در سطح اطمینان ۹۵درصد به‌طور چشمگیری با صفر فاصله دارند و علائم نیز مورد انتظار بودند. ضریب مربوط به دارایی‌های نامشهود در این مدل ازنظر آماری غیرمعنادار بود که می‌توان آن را به عدم استفادهٔ بهینه از این نوع دارایی‌های شرکت در عملیات تولید نسبت داد. بیشترین ضریب خروجی مربوط به بهای تمام‌شدهٔ ۰/۴۶ است. کمترین میزان ضریب مربوط به دارایی‌های ثابت مشهود یعنی ۰/۰۹۸ است؛ بنابراین، فرضیه‌های اول، دوم و چهارم پژوهش تأیید می‌شود و فرضیهٔ سوم پژوهش رد می‌شود.

براین‌اساس، افزایش یک درصدی در بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته، درحالی‌که همهٔ متغیرهای توضیحی دیگر ثابت نگه داشته می‌شوند، به افزایش ۰/۴۶درصدی در خروجی منجر می‌شود. مجموع کشش‌های ذکرشده در بالا به‌عنوان بازده به مقیاس (RTS) تفسیر می‌شود. بازده به مقیاس برآوردشده در میانگین هندسی داده‌ها، تقریباً ۰/۸۹۷ است که درحال افزایش است؛ علاوه‌براین، در تفسیر نتایج می‌توان بیان کرد که هرگاه ضریب ناکارایی موقت کوچک‌تر از صفر باشد، درجهٔ ناکارایی در طی زمان کاهش می‌یابد. هنگامی که ضریب ناکارایی موقت بزرگ‌تر از صفر باشد، درجهٔ ناکارایی در طی زمان افزایش می‌یابد. باتوجه‌به مثبت‌بودن ضریب ناکارایی موقت (۰/۵۷۱)، درجهٔ ناکارایی در طول زمان افزایش می‌یابد. نتیجه‌گیری کلی برای شرکت‌های نمونه این است که به‌طور متوسط، آن‌ها به همان اندازه از ناکارایی مداوم رنج می برند که از ناکارایی موقت آسیب می‌بینند. نمودار ۱ نیز این موضوع را تأیید می‌کند که این نتیجه در بازهٔ زمانی مشاهده می‌شود. این نمودار نشان می‌دهد که کارایی عملیاتی در طی زمان متفاوت است و ساختار آن‌ها برای کسب دستاوردهای کارایی بالاتر نیاز به بهبود دارد.

نمودار ۱ توزیع میانگین کارایی پایدار و موقت عملیاتی را ارائه می‌کند و نشان می‌دهد که میانگین کارایی پایدار نسبتاً پراکنده است، درحالی‌که میانگین کارایی موقت در بین شرکت‌ها متراکم‌تر است؛ به بیان دیگر، عملکرد پایدار شرکت‌های بررسی‌شده در صنایع مختلف با هم متفاوت است؛ علاوه‌براین، هیچ روند مشخصی برای کارایی پایدار مشاهده نمی‌شود؛ زیرا افزایش یا کاهش تدریجی در طول دوره وجود ندارد. همچنین آمارهٔ توصیفی اجزای کارایی عملیاتی نیز در جدول زیر ارائه شده است:




**نمودار (۱): میانگین کارایی موقت و پایدار عملیاتی شرکت‌ها**

**Figure (1): Average transient and persistent operational efficiency of companies**

**جدول (۲): آمارهٔ توصیفی اجزای کارایی عملیاتی**

**Table (2): Descriptive statistics of operational efficiency components**

| متغیرها | مشاهدات | میانگین | انحراف استاندارد | حداقل | حداکثر |
|---|---|---|---|---|---|
| کارایی پایدار (PE) | ۱۷۷۳ | ۰/۶۳ | ۰/۱۴۵ | ۰/۲۳۹ | ۰/۸۶ |
| کارایی موقت (TE) | ۱۷۷۳ | ۰/۶۱۲ | ۰/۱۱۲ | ۰/۱۸۳ | ۰/۸۸۱ |
| محاسبهٔ کارایی عملیاتی کلی | $OE = PE \times TE = 0.63 \times 0.612 = 37.332$ | | | | |

نکتهٔ مهم آماره‌های توصیف‌شده در جدول ۱ و ۲ این است که ابتدا با استفاده از مدل تابع مرزی تصادفی و به‌کارگیری چهار متغیر ورودی (بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته، دارایی‌های نامشهود، هزینه‌های فروش، اداری و عمومی، دارایی‌های ثابت مشهود) و متغیر جریان‌های نقدی به‌عنوان خروجی، متغیر کارایی عملیاتی شرکت‌ها به دست آمده است و پس از تفکیک و استخراج کارایی موقت و پایدار برای هر شرکت در هر دوره، آمار توصیفی آن در جدول ۲ ارائه شده است. همان‌طور که در جدول ۲ نشان داده شده، میانگین متغیر کارایی موقت و پایدار شرکت به ترتیب ۶۱ و ۶۳ درصد است. باتوجه‌به اینکه عدد مربوط به آن بین ۰ تا ۱ قرار می‌گیرد، نشان‌دهندهٔ کارایی متوسط شرکت‌های بورسی است و شرکت‌ها می‌توانند با بهره‌گیری از روش‌های نوین تولید و بازاریابی حرفه‌ای عملکرد خود را ارتقا دهند.

همچنین پارامترهای مرکزی (میانگین و میانه) و پارامترهای پراکندگی (انحراف معیار، بیشینه و کمینه) در جدول ۳ نشان داده شده‌اند. مقدار ضرایب چولگی و کشیدگی برای تمام متغیرهای پژوهش حکایت از عدم وجود داده‌های پرت و نرمالبودن توزیع متغیرها دارد. در حالت کلی چنانچه ضرایب چولگی و کشیدگی در بازه (۳ ، ۳-) باشند، داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار هستند. درضمن هر چقدر میزان انحراف از میانگین متغیرها کمتر باشد، توزیع متغیرها مناسب‌تر خواهد بود. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود انحراف معیار برای بیشتر متغیرها کمتر از دو است. داده‌های پژوهش حاضر به‌صورت ترکیبی است و شامل ۱۶۷ شرکت بورسی و دورهٔ زمانی ۱۷ساله از سال ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ است؛ بنابراین، ۲۸۳۹ مشاهده برای انجام پژوهش و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است.

**جدول (۳): آماره‌های توصیفی**

**Table (3): Descriptive statistics**

| نام متغیر | نماد متغیر | میانگین | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| بازدهٔ دارایی | *ROA* | ۰/۱۵۷ | ۰/۴۶۲ | −۰/۰۵۳ | ۰/۱۴ | ۰/۶۱۹ | ۲/۵۵۶ |
| شاخص کیوتوبین | *Q_Tobin* | ۰/۸۲۸ | ۱/۸۵۹ | ۰/۳۸۵ | ۰/۴۱۸ | ۱/۴۴۱ | ۴/۱۹۹ |
| اندازهٔ شرکت | *Size* | ۱۴/۲۱۱ | ۱۷/۷۳۶ | ۱۱/۷۴۷ | ۱/۵۸۵ | ۰/۵۳۲ | ۲/۶۲۵ |
| اهرم مالی | *Lev* | ۰/۵۵۸ | ۰/۸۷۶ | ۰/۱۹۹ | ۰/۱۸۹ | −۰/۲۱۲ | ۲/۱۷۶ |
| تغییرات فروش | *Growth* | ۰/۲۸۷ | ۱/۲۷۷ | −۰/۳۲۲ | ۰/۴۰۹ | ۰/۷۹۸ | ۳/۱۳۷ |

اگر متغیرهای پژوهش کیفی باشند، ارائهٔ توزیع فراوانی آن‌ها ضروری است. در جدول ۴ توزیع فراوانی متغیرهای مجازی نشان داده شده است.

**جدول (۴): آمار توصیفی متغیر مجازی پژوهش**

**Table (4): Descriptive statistics of the research dummy variable**

| متغیر | | فراوانی | | درصد فراوانی |
|---|---|---|---|---|
| زیان‌ده بودن در سال جاری | ۰ | ۱ | ۰ | ۱ |
| LOSS | ۲۴۲۹ | ۲۳۲ | ۹۱/۲۸ | ۸/۷۲ |
| مجموع | ۲۶۶۱ | | ۱۰۰ | |

در این بخش، رابطهٔ بین کارایی موقت و پایدار عملیاتی به‌صورت جداگانه بر دو معیار عملکرد کوتاه مدت (بازده دارایی‌ها) و ارزش شرکت (شاخص کیوتوبین) بررسی شده است تا نوع رابطه و تأثیر هرکدام از کارایی های عملیاتی (موقت و پایدار) بر آن‌ها مشخص شود؛ افزون‌براین باید اطمینان حاصل شود که تمام مفروضات رگرسیون خطی مانند خودهمبستگی جملات خطا و ناهمسانی واریانس متغیرها بررسی شده‌اند. تمامی مدل‌ها با کنترل اثرات سال و صنعت تخمین زده شده‌اند. همان‌طور که قبلاً گفته شد، به‌منظور استخراج متغیر کارایی عملیاتی شرکت، ابتدا تبیین‌کننده‌های حسابداری (متغیرهای ورودی و متغیر خروجی) وارد مدل تابع مرزی تصادفی شده و داده‌های این متغیر استخراج شدند. سپس کارایی موقت و پایدار عملیاتی شرکت به‌عنوان متغیر مستقل در چهار مدل بعدی بررسی شدند.

**جدول (۵): نتایج آزمون‌های مفروضات مدل کارایی عملیاتی پایدار و عملکرد شرکت**

**Table (5): Results of tests of assumptions of the persistent operational efficiency model and firm performance**

| آزمون | آماره آزمون | درجه آزادی | سطح معناداری | نتیجه‌گیری |
|---|---|---|---|---|
| (Breusch-Pagan بروش–پاگان | $\chi^2 = ۲۴۵٫۳۸$ | ۱ | ۰٫۰۰۰ | ردH₀ : ناهمسانی واریانس وجود دارد |
| (White) وایت | $\chi^2 = ۳۳۲٫۱۹$ | ۱۹ | ۰٫۰۰۰ | ردH₀ : ناهمسانی واریانس وجود دارد |
| IM-Test (کمرون و تریودی) – ناهمسانی | $\chi^2 = ۳۳۲٫۱۹$ | ۱۹ | ۰٫۰۰۰ | معنادار |
| IM-Test - چولگی | $\chi^2 = ۷۴٫۶۸$ | ۵ | ۰٫۰۰۰ | معنادار: توزیع نرمال نیست |
| IM-Test - کشیدگی | $\chi^2 = ۰٫۵۰$ | ۱ | ۰٫۴۸۰ | غیرمعنادار |
| IM-Test - کل | $\chi^2 = ۴۰۷٫۳۷$ | ۲۵ | ۰٫۰۰۰ | معنادار |
| (Shapiro-Wilk شاپیرو–ویلک | $W = ۰٫۹۹۷$ | – | ۰٫۰۱۳۲ | ردH₀ : توزیع نرمال نیست |
| (Shapiro-Francia شاپیرو–فرانسیا | $W' = ۰٫۹۹۷$ | – | ۰٫۰۱۲۳ | ردH₀ : توزیع نرمال نیست |

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که هر دو آزمون بروش–پاگان و وایت، همسانی واریانس را رد می‌کنند (p <۰/۰۰۰). از طرف دیگر آزمون‌های شاپیرو–ویلک و شاپیرو–فرانسیا نشان می‌دهند که باقی‌مانده‌ها نرمال نیستند (p ≈۰/۰۱۳). تجزیه‌وتحلیل IM-Test وجود ناهمسانی واریانس و چولگی معنادار را تأیید می‌کند، اما کشیدگی در حد نرمال است. نخست، باتوجه‌به حجم نمونهٔ بزرگ (n=۱۷۵۴) و براساس قضیهٔ حد مرکزی (CLT)، تخمینگرها حتی در شرایط نقض نرمال‌بودن باقی‌مانده‌ها و وجود ناهمسانی واریانس، دارای توزیع نرمال خواهند بود که اعتبار نتایج را تضمین می‌کند؛ دوم، برای رفع ناهمسانی واریانس باقی‌مانده‌های مدل نیز در برآورد نهایی با به‌کارگیری روش ماتریس واریانس–کوواریانس روباست (Huber-White) ازطریق دستور `vce(robust)` در نرم‌افزار Stata، خطاهای استاندارد تخمین‌ها به‌صورت مقاوم در برابر ناهمسانی واریانس محاسبه شدند. این ترکیب از مبانی نظری (CLT) و راهکار عملی (`vce(robust)`) موجب می‌شود تا نتایج مدل حتی درصورت نقض فرضیات کلاسیک، از قابلیت اعتماد کافی برخوردار باشند و استنباط‌های آماری معتبری ارائه دهند.

همان‌طور که در جدول ۶ نشان داده شده است، براساس ضریب تعیین مدل، متغیرهای مستقل و کنترلی حدود ۷۵درصد از تغیرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آمارهٔ دوربین–واتسون (۱/۵۳) نشان می‌دهد که باقی‌مانده‌های مدل خودهمبستگی سریالی[1] ندارند؛ افزون‌براین، نتایج نشان‌دهندهٔ عدم وجود مشکل همخطی‌بودن در مدل است؛ زیرا مقادیر VIF برای تمام متغیرها کمتر از ۵ (حتی کمتر از ۲) است؛ بنابراین، نتایج به‌دست‌آمده کاذب نیست و برای برآورد مدل، می‌توان به آن‌ها اتکا کرد. معناداری آماره Root MSE (کمتر از ۱۰درصد و در برخی منابع کمتر از ۸درصد) و آمارهٔ فیشر نشان از معناداری کل مدل است. براساس نتایج، عرض از مبدأ (۳/۰۵۴)، و ضریب متغیرهای کارایی عملیاتی پایدار (۳/۶۵۴–)، اندازهٔ شرکت (۰/۰۲۶)، نسبت بدهی (۰/۳۱۵–)، رشد فروش (۰/۰۶۵)، زیان‌دهی شرکت (۰/۰۷۸–)، همگی در سطح خطای یک درصد معنادارند. کارایی عملیاتی پایدار رابطهٔ منفی با متغیر بازدهٔ دارایی‌های (عملکرد) شرکت‌ها دارد؛ پس فرضیهٔ پنجم پژوهش رد می‌شود. در تشریح نتایج فرضیهٔ پنجم پژوهش می‌توان ادعا کرد که با افزایش کارایی عملیاتی پایدار شرکت‌ها، بازدهٔ دارایی‌ها کاهش می‌یابد. همان‌گونه که در نمودار ۱ نیز بیان شد، رسیدن به سطح کارایی عملیاتی پایدار مطلوب کماکان برای شرکت‌ها دست‌نیافتنی است. به صورتی که با افزایش این سطح کارایی به دلیل نبود ساختار حاکمیت قوی، مدیریت سرمایهٔ بهینه و استفادهٔ صحیح از منابع و دارایی‌ها عموماً بازدهی دارایی‌ها کاهش می‌یابد. این موضوع به میزان ورودی‌ها و خروجی‌های تولید اشاره می‌کند که بیشتر شرکت‌ها به همان میزان که درآمد فروش داشته‌اند، برای دستیابی به آن هزینه کرده‌اند. این نکته را هم باید ذکرکرد که بیشتر درآمد فروش به‌صورت وجه نقد بازگشت داده نمی‌شود. شرکت‌هایی که نسبت بدهی پایین‌تری دارند، در حضور کارایی پایدار، عملکرد بهتری دارند. شرکت‌هایی که رشد فروش مثبت دارند و سودده هستند، در مقایسه با سایر شرکت‌ها بازدهٔ دارایی بالاتری دارند.

[1] Serial correlation

**جدول (۶): کارایی عملیاتی پایدار و عملکرد شرکت**

**Table (6): Persistent operational efficiency and firm performance**

| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد تعدیل‌شده | t | P>\|t\| | VIF |
|---|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | ۳/۰۵۴*** | ۰/۵۶۷ | ۵/۳۸ | ۰/۰۰۰ | --- |
| کارایی عملیاتی پایدار | -۳/۶۵۴*** | ۰/۸۵۸ | -۴/۲۶ | ۰/۰۰۰ | ۱/۱۳ |
| اندازهٔ شرکت | -۰/۰۲۶*** | ۰/۰۰۵ | -۴/۶۷ | ۰/۰۰۰ | ۱/۱۱ |
| اهرم مالی | -۰/۳۱۵*** | ۰/۰۱۸ | -۱۶/۶۶ | ۰/۰۰۰ | ۱/۱۸ |
| تغییرات فروش | ۰/۰۶۵*** | ۰/۰۰۷ | ۹/۴۴ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۸ |
| زیان‌دهی | -۰/۰۷۸*** | ۰/۰۰۷ | -۱۰/۷۸ | ۰/۰۰۰ | ۱/۱۱ |
| مدل با کنترل اثرات سال و صنعت تخمین زده شده است. | | | | | |
| R-squared | ۰/۷۵۳ | | | | |
| Root MSE | ۰/۰۷۵ | | | | |
| Prob (Fisher) | ۰/۰۰۰ | | | | |
| Durbin–Watson | ۱/۵۳۳ | | | | |

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح خطای ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد را نشان می‌دهند.

در ادامه برای آزمون فرضیهٔ ششم پژوهش، باید اطمینان حاصل شود که تمام مفروضات رگرسیون خطی مانند خودهمبستگی جملات خطا و ناهمسانی واریانس متغیرها بررسی شده‌اند. تمامی مدل‌ها با کنترل اثرات سال و صنعت تخمین زده شده‌اند.

**جدول (۷): نتایج آزمون‌های مفروضات مدل کارایی عملیاتی موقت و عملکرد شرکت**

**Table (7): Results of tests of assumptions of the transient operating efficiency model and firm performance**

| نتیجه‌گیری | سطح معناداری | درجه آزادی | آماره آزمون | آزمون |
|---|---|---|---|---|
| رد $H_0$ ؛ ناهمسانی واریانس وجود دارد | ۰٫۰۰۰ | ۱ | $\chi^2$ = ۲۴۳٫۹۹ | بروش-پاگان (Breusch-Pagan) |
| رد $H_0$ ؛ ناهمسانی واریانس وجود دارد | ۰٫۰۰۰ | ۱۹ | $\chi^2$ = ۳۲۱٫۶۲ | وایت (White) |
| معنادار | ۰٫۰۰۰ | ۱۹ | $\chi^2$ = ۳۲۱٫۶۲ | IM-Test (کمرون و تریودی) - ناهمسانی |
| معنادار؛ توزیع نرمال نیست | ۰٫۰۰۰ | ۵ | $\chi^2$ = ۷۶٫۷۶ | IM-Test - چولگی |
| غیرمعنادار | ۰٫۳۷۷ | ۱ | $\chi^2$ = ۰٫۷۸ | IM-Test - کشیدگی |
| معنادار | ۰٫۰۰۰ | ۲۵ | $\chi^2$ = ۳۹۹٫۱۵ | IM-Test - کل |
| رد $H_0$ ؛ توزیع نرمال نیست | ۰٫۰۳۴ | - | W = ۰٫۹۹۸ | شاپیرو-ویلک (Shapiro-Wilk) |
| رد $H_0$ ؛ توزیع نرمال نیست | ۰٫۰۲۸ | - | W' = ۰٫۹۹۸ | شاپیرو-فرانسیا (Shapiro-Francia) |

نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که هر دو آزمون بروش-پاگان و وایت، همسانی واریانس را رد می‌کنند (p <۰/۰۰۰). آزمون‌های شاپیرو-ویلک و شاپیرو-فرانسیا نشان می‌دهند که باقی‌مانده‌ها نرمال نیستند (p ≈۰/۰۳۴). تجزیه‌وتحلیل IM-Test وجود ناهمسانی واریانس و چولگی معنادار را تأیید می‌کند، اما کشیدگی در حد نرمال است. نخست، باتوجه‌به حجم نمونهٔ بزرگ (n=۱۷۵۸) و براساس قضیهٔ حد مرکزی (CLT)، تخمینگرها حتی در شرایط نقض نرمال‌بودن باقی‌مانده‌ها و وجود ناهمسانی واریانس، دارای توزیع نرمال خواهند بود که اعتبار نتایج را تضمین می‌کند؛ دوم، برای رفع ناهمسانی واریانس باقی‌مانده‌های مدل نیز در برآورد نهایی با به‌کارگیری روش ماتریس واریانس-کوواریانس روباست (Huber-White) ازطریق دستور `vce(robust)` در نرم‌افزار Stata، خطاهای استاندارد تخمین‌ها به‌صورت مقاوم در برابر ناهمسانی واریانس محاسبه

شد. این ترکیب از مبانی نظری (CLT) و راهکار عملی (`vce(robust)`) موجب می‌شود تا نتایج مدل حتی درصورت نقض فرضیات کلاسیک، از قابلیت اعتماد کافی برخوردار باشند و استنباط‌های آماری معتبری ارائه دهند.

براساس نتایج جدول ۸ ضریب تعیین مدل تقریباً برابر با ۷۵درصد است؛ یعنی متغیرهای مستقل و کنترلی حدود ۷۵درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آمارهٔ دوربین–واتسون (۱/۵۳۴) نشان می‌دهد که باقی‌مانده‌های مدل خودهمبستگی سریالی ندارند. نتایج نشان‌دهندهٔ عدم وجود مشکل همخطی‌بودن در مدل است؛ زیرامقادیر VIF برای تمام متغیرها کمتر از ۵ (حتی کمتر از ۲) است؛ بنابراین، نتایج به‌دست‌آمده کاذب نیست و برای برآورد مدل می‌توان به آن‌ها اتکا کرد. معناداری آمارهٔ Root MSE و آمارهٔ فیشر نشان از معناداری کل مدل است؛ افزون‌براین، در این مدل عرض از مبدأ (۰/۵۹۶)، و ضریب متغیرهای کارایی عملیاتی موقت (۰/۰۸۱)، اهرم مالی (۰/۳۰۵–)، اندازهٔ شرکت (۰/۰۲۸–)، رشد فروش (۰/۰۶۵)، زیان‌دهی شرکت (۰/۰۷۶–) همگی در سطح خطای یک درصد معنادارند. کارایی عملیاتی موقت رابطهٔ مثبتی با متغیر بازدهٔ دارایی‌های شرکت دارد؛ پس فرضیهٔ ششم پژوهش رد نمی‌شود. در تشریح نتایج فرضیهٔ ششم پژوهش می‌توان ادعا کردکه با افزایش کارایی عملیاتی موقت شرکت‌ها، بازدهٔ دارایی‌ها افزایش می‌یابد. همان‌گونه که در نمودار ۱ نیز بیان شد، سطح کارایی عملیاتی موقت فشرده و متراکم است. به صورتی که با افزایش سطح کارایی در یک سال (بالاترین استفاده از امکانات و تجهیزات برای رسیدن به هدف کوتاه‌مدت) بازدهی دارایی‌ها افزایش می‌یابد. این موضوع به میزان ورودی‌ها و خروجی‌های تولید اشاره دارد که بیشتر شرکت‌ها در تلاش هستند که حتی با فروش‌های غیرنقدی و مخارج غیرسرمایه‌ای، سود کسب کنند، حتی اگر اندک باشد؛ علاوه‌براین، شرکت‌هایی که نسبت بدهی پایین‌تری دارند، در حضور کارایی موقت، عملکرد بهتری دارند که دقیقاً مشابه کارایی پایدار شرکت‌ها است. شرکت‌هایی که رشد فروش مثبت دارند و سودده هستند، در ممقایسه با سایر شرکت‌ها بازدهٔ دارایی بالاتری دارند که این مورد دلیلی برای چشم‌انداز کوتاه‌مدت مدیران اجرایی شرکت‌ها و رسیدن به پاداش‌ها و استفادهٔ حداکثری از تمام امکانات شرکت‌ها است.

**جدول (۸): کارایی عملیاتی موقت و عملکرد شرکت**

**Table (8): Transient operational efficiency and firm performance**

| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد تعدیل‌شده | t | P>\|t\| | VIF |
|---|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | ۰/۷۴۴*** | ۰/۰۸۳ | ۸/۹۱ | ۰/۰۰۰ | --- |
| کارایی عملیاتی موقت | ۰/۰۸۱*** | ۰/۰۱۶ | ۴/۸۸ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۱ |
| اندازهٔ شرکت | -۰/۰۲۸*** | ۰/۰۰۵ | -۴/۹۸ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۶ |
| اهرم مالی | -۰/۳۰۵*** | ۰/۰۱۸ | -۱۶/۱۳ | ۰/۰۰۰ | ۱/۱۲ |
| تغییرات فروش | ۰/۰۶۵*** | ۰/۰۰۶ | ۹/۵۴ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۷ |
| زیان‌دهی | -۰/۰۷۶*** | ۰/۰۰۷ | -۱۰/۶۷ | ۰/۰۰۰ | ۱/۱۱ |
| مدل با کنترل اثرات سال و صنعت تخمین زده شده است. | | | | | |
| R-squared | ۰/۷۵۵ | | | | |
| Root MSE | ۰/۰۷۵ | | | | |
| Prob (Fisher) | ۰/۰۰۰ | | | | |
| Durbin–Watson | ۱/۵۳۴ | | | | |

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح خطای ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد را نشان می‌دهند.

درضمن برای آزمون فرضیهٔ هفتم پژوهش، باید اطمینان حاصل شود که تمام مفروضات رگرسیون خطی مانند خودهمبستگی جملات خطا و ناهمسانی واریانس متغیرها بررسی شده‌اند. تمامی مدل‌ها با کنترل اثرات سال و صنعت تخمین زده شده‌اند.

**جدول (۹): نتایج آزمون‌های مفروضات مدل کارایی عملیاتی پایدار و ارزش شرکت**

**Table (9): Results of tests of assumptions of the persistent operating efficiency model and firm value**

| آزمون | آماره آزمون | درجه آزادی | سطح معناداری | نتیجه‌گیری |
|---|---|---|---|---|
| بروش–پاگان (Breusch-Pagan) | $\chi^2 = ۱٫۵۹$ | ۱ | ۰٫۲۰۶ | عدم رد$H_0$ : همسانی واریانس وجود دارد |
| وایت( White) | $\chi^2 = ۴۷۷٫۲۶$ | ۱۹ | ۰٫۰۰۰ | رد$H_0$ : ناهمسانی واریانس وجود دارد |
| IM-Test (کمرون و تریودی) – ناهمسانی | $\chi^2 = ۴۴۷٫۲۶$ | ۱۹ | ۰٫۰۰۰ | معنادار |
| IM-Test - چولگی | $\chi^2 = ۸۵۷٫۸۵$ | ۵ | ۰٫۰۰۰ | معنادار: توزیع نرمال نیست |
| IM-Test - کشیدگی | $\chi^2 = ۷۸٫۹۹$ | ۱ | ۰٫۰۰۰ | معنادار: توزیع نرمال نیست |
| IM-Test - کل | $\chi^2 = ۱۳۸۴٫۱۰$ | ۲۵ | ۰٫۰۰۰ | معنادار |
| شاپیرو–ویلک (Shapiro-Wilk) | $W = ۰٫۸۱۵$ | – | ۰٫۰۰۰ | رد$H_0$ : توزیع نرمال نیست |
| شاپیرو–فرانسیا (Shapiro-Francia) | $W' = ۰٫۸۱۶$ | – | ۰٫۰۰۰ | رد$H_0$ : توزیع نرمال نیست |

نتایج جدول ۹ نشـــان می‌دهد که هر دو آزمون بروش–پاگان و وایت، همســـانی واریانس را رد می‌کنند ($p <$ ۰/۰۰۰). آزمون‌های شاپیرو–ویلک و شاپیرو–فرانسیا نشان می‌دهند که باقی‌مانده‌ها نرمال نیستند ($p \approx$ ۰/۰۰۰). تجزیه‌وتحلیل IM-Test وجود ناهمسـانی واریانس و چولگی معنادار را تأیید می‌کند، اما کشـیدگی در حد نرمال اسـت. نخسـت، باتوجه‌به حجم نمونهٔ بزرگ (n=۱۷۵۸) و براســاس قضــیهٔ حد مرکزی (CLT)، تخمینگرها حتی در شــرایط نقض نرمال‌بودن باقی‌مانده‌ها و وجود ناهمســـانی واریانس، دارای توزیع نرمال خواهند بود که اعتبار نتایج را تضـــمین می‌کند؛ دوم، برای رفع ناهمســـانی واریانس باقی‌مانده‌های مدل نیز در برآورد نهایی با به‌کارگیری روش ماتریس واریانس–کوواریانس روباســـت (Huber-White) ازطریق دسـتور `vce(robust)` در نرم‌افزار Stata، خطاهای اسـتاندارد تخمین‌ها به‌صـورت مقاوم در برابر ناهمسـانی واریانس محاسـبه شدند. این ترکیب از مبانی نظری (CLT) و راهکار عملی (`vce(robust)`) موجب می‌شود تا نتایج مدل حتی درصورت نقض فرضیات کلاسیک، از قابلیت اعتماد کافی برخوردار باشند و استنباط‌های آماری معتبری ارائه دهند.

همان‌طور که در جدول ۱۰ نشان داده شده است، براساس ضریب تعیین مدل، متغیرهای مستقل و کنترلی حدود ۸۴درصد از تغییرات متغیر وابســـته را تبیین می‌کنند. مقدار آمارهٔ دوربین–واتســـون (۱/۵۸۴) نشـــان می‌دهد که باقی‌مانده‌های مدل خودهمبسـتگی سـریالی ندارند. نتایج نشـان‌دهندهٔ عدم وجود مشـکل همخطی‌بودن در مدل اسـت؛ زیرا مقادیر VIF برای تمام متغیرها کمتر از ۵ (حتی کمتر از ۲) اسـت؛ بنابراین، نتایج به‌دسـت‌آمده کاذب نیسـت و برای برآورد مدل می‌توان به آن‌ها اتکا کرد. معناداری آماره Root MSE و آمارهٔ فیشـر نشـان از معناداری کل مدل اسـت. عرض از مبدأ (۳/۰۴۸) و ضـریب متغیرهای کارایی عملیاتی پایدار (۱/۹۲۳–)، اهرم مالی (۰/۸۹۸)، رشد فروش (۰/۰۳۷)، اندازهٔ شرکت (۰/۱۲۳–) همگی در سطح خطای یک درصد معنادارند. کارایی عملیاتی پایدار رابطهٔ منفی با متغیر شاخص کیوتوبین دارد؛ پس فرضیهٔ هفتم پژوهش رد می‌شود.

در تشـــریح نتایج فرضـــیهٔ هفتم پژوهش می‌توان ادعا کردکه که با افزایش کارایی عملیاتی پایدار شـــرکت‌ها، ارزش بازار شرکت کاهش پیدا می‌کند؛ به بیان دیگر، کارایی عملیاتی بلندمدت شرکت‌ها در زمینهٔ ایجاد جریان‌های نقدی با افزایش ارزش سـهام در بازار رابطهٔ معکوس دارد. این نتیجه حاکی‌ازاین موضـوع اسـت که شـرکت‌های بزرگ ازلحاظ سـرمایه‌گذاری اشـباع شـده‌اند و از ارزش ذاتی خود فاصـله گرفتند؛ اما سـرمایه‌گذاران آگاه، به این موضـوع اشـراف کامل دارند. براسـاس دیگر نتایج مدل، نسـبت بدهی بالاتر بر ارزش شـرکت تأثیر مثبت دارد؛ افزون‌براین، شـرکت‌هایی که رشـد فروش مثبت دارند و اندازهٔ کوچک‌تری دارند، در مقایسـه با سـایر شـرکت‌ها ارزش بازار بیشـتری دارند که این مورد دلیلی برای وجود فرصـت‌های سرمایه‌گذاری زیاد در بدو ورود به بازار و در زمان رشد شرکت است.

**جدول (۱۰): کارایی عملیاتی پایدار و ارزش شرکت**

**Table (10): Persistent operating efficiency and firm value**

| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد تعدیل‌شده | t | P>\|t\| | VIF |
|---|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | ۳/۰۴۸*** | ۰/۵۳ | ۵/۷۴ | ۰/۰۰۰ | --- |
| کارایی پایدار | -۱/۹۲۳*** | ۰/۳۸۹ | -۴/۹۴ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۱ |
| اندازهٔ شرکت | -۰/۱۲۳*** | ۰/۰۲۱ | -۵/۸۱ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۶ |
| اهرم مالی | ۰/۸۹۸*** | ۰/۰۷ | ۱۲/۸ | ۰/۰۰۰ | ۱/۱۲ |
| تغییرات فروش | ۰/۰۳۷*** | ۰/۰۱۶ | ۲/۲۶ | ۰/۰۲۴ | ۱/۰۷ |
| زیان‌دهی | ۰/۰۱۶ | ۰/۰۲۵ | ۰/۶۷ | ۰/۵۰۲ | ۱/۱۱ |
| مدل با کنترل اثرات سال و صنعت تخمین زده شده است. | | | | | |
| R-squared | ۰/۸۶۲ | | | | |
| Root MSE | ۰/۰۸ | | | | |
| Prob (Fisher) | ۰/۰۰۰ | | | | |
| Durbin–Watson | ۱/۵۸۴ | | | | |

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح خطای ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد را نشان می‌دهند.

در ادامه برای آزمون فرضیهٔ هشتم پژوهش، باید اطمینان حاصل شود که تمام مفروضات رگرسیون خطی مانند خودهمبستگی جملات خطا و ناهمسانی واریانس متغیرها بررسی شده‌اند. تمامی مدل‌ها با کنترل اثرات سال و صنعت تخمین زده شده‌اند. نتایج جدول ۱۱ نشان می‌دهد که هر دو آزمون بروش–پاگان و وایت، همسانی واریانس را رد می‌کنند (p ۰/۰۰۰>). آزمون‌های شاپیرو–ویلک و شاپیرو–فرانسیا نشان می‌دهند که باقی‌مانده‌ها نرمال نیستند (p ≈۰/۰۰۰). تجزیه‌وتحلیل IM-Test وجود ناهمسانی واریانس و چولگی معنادار را تأیید می‌کند، اما کشیدگی در حد نرمال است. نخست، باتوجه‌به حجم نمونهٔ بزرگ (n=۱۷۵۸) و براساس قضیهٔ حد مرکزی (CLT)، تخمینگرها حتی در شرایط نقض نرمال‌بودن باقی‌مانده‌ها و وجود ناهمسانی واریانس، دارای توزیع نرمال خواهند بود که اعتبار نتایج را تضمین می‌کند؛ دوم، برای رفع ناهمسانی واریانس باقی‌مانده‌های مدل نیز در برآورد نهایی با به‌کارگیری روش ماتریس واریانس–کوواریانس روباست (Huber-White) ازطریق دستور `vce(robust)` در نرم‌افزار Stata، خطاهای استاندارد تخمین‌ها به‌صورت مقاوم در برابر ناهمسانی واریانس محاسبه شد. این ترکیب از مبانی نظری (CLT) و راهکار عملی (`vce(robust)`) موجب می‌شود تا نتایج مدل حتی درصورت نقض فرضیات کلاسیک، از قابلیت اعتماد کافی برخوردار باشند و استنباط‌های آماری معتبری ارائه دهند.

**جدول (۱۱): نتایج آزمون‌های مفروضات مدل کارایی عملیاتی پایدار و ارزش شرکت**

**Table (11): Results of tests of assumptions of the persistent operating efficiency model and firm value**

| نتیجه‌گیری | سطح معناداری | درجه آزادی | آماره آزمون | آزمون |
|---|---|---|---|---|
| رد $H_0$ : همسانی واریانس وجود دارد | ۰٫۰۱۶ | ۱ | $\chi^2$ = ۵٫۸۰ | بروش–پاگان (Breusch-Pagan) |
| رد $H_0$ : ناهمسانی واریانس وجود دارد | ۰٫۰۰۰ | ۱۹ | $\chi^2$ = ۴۳۵٫۲۱ | وایت (White) |
| معنادار | ۰٫۰۰۰ | ۱۹ | $\chi^2$ = ۴۳۵٫۲۱ | IM-Test (کمرون و تریودی) – ناهمسانی |
| معنادار: توزیع نرمال نیست | ۰٫۰۰۰ | ۵ | $\chi^2$ = ۹۲۹٫۲۲ | IM-Test - چولگی |
| معنادار: توزیع نرمال نیست | ۰٫۰۰۰ | ۱ | $\chi^2$ = ۸۹٫۶۰ | IM-Test - کشیدگی |
| معنادار | ۰٫۰۰۰ | ۲۵ | $\chi^2$ = ۱۴۵۴٫۰۳ | IM-Test - کل |
| رد $H_0$ : توزیع نرمال نیست | ۰٫۰۰۰ | – | W = ۰٫۸ | شاپیرو–ویلک (Shapiro-Wilk) |
| رد $H_0$ : توزیع نرمال نیست | ۰٫۰۰۰ | – | W' = ۰٫۸ | شاپیرو–فرانسیا (Shapiro-Francia) |

براســاس نتایج جدول ۱۲ ضــریب تعیین مدل تقریباً برابر با ۸۶درصــد اســت؛ یعنی متغیرهای مســتقل و کنترلی حدود ۸۶درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آمارهٔ دوربین–واتسون (۱/۵۷۹) نشان می‌دهد که باقی‌مانده‌های مدل خودهمبستگی سریالی ندارند. نتایج نشان‌دهندهٔ عدم وجود مشکل همخطی‌بودن در مدل است؛ زیرا مقادیر VIF برای تمام متغیرها کمتر از ۵ (حتی کمتر از ۲) است؛ بنابراین، نتایج به‌دست‌آمده کاذب نیست و برای برآورد مدل می‌توان به آن‌ها اتکا کرد. معناداری آمارهٔ Root MSE و آمارهٔ فیشر نشان از معناداری کل مدل است.

**جدول (۱۲): کارایی عملیاتی موقت و ارزش شرکت**

**Table (12): Transient operating efficiency and firm value**

| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد تعدیل‌شده | t | P>\|t\| | VIF |
|---|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | ۱/۸۰۶*** | ۰/۲۱ | ۸/۵۹ | ۰/۰۰۰ | --- |
| کارایی موقت | ۰/۰۶ | ۰/۰۴۱ | ۱/۴۴ | ۰/۱۴۹ | ۱/۰۱ |
| اندازهٔ شرکت | -۰/۱۲۳*** | ۰/۰۱۴ | -۸/۴۱ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۶ |
| اهرم مالی | ۰/۸۹۶*** | ۰/۰۴۵ | ۱۹/۸۲ | ۰/۰۰۰ | ۱/۱۲ |
| تغییرات فروش | ۰/۰۳۵*** | ۰/۰۱۸ | ۱/۹۸ | ۰/۰۴۸ | ۱/۰۷ |
| زیان‌دهی | ۰/۰۱۸ | ۰/۰۲ | ۰/۹۱ | ۰/۳۶۱ | ۱/۱۱ |
| مدل با کنترل اثرات سال و صنعت تخمین زده شده است. | | | | | |
| R-squared | ۰/۸۶۳ | | | | |
| Root MSE | ۰/۰۸ | | | | |
| Prob (Fisher) | ۰/۰۰۰ | | | | |
| Durbin–Watson | ۱/۵۷۹ | | | | |

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح خطای ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد را نشان می‌دهند.

نتایج جدول ۱۲ نشان می‌دهد که عرض از مبدأ (۱/۸۰۶)، ضریب متغیرهای اهرم مالی (۰/۸۹۷)، رشد فروش (۰/۰۳۵) و اندازهٔ شرکت (۰/۱۲۳-) همگی در سطح خطای یک درصد معنادارند. کارایی عملیاتی موقت رابطهٔ معناداری با شاخص کیوتوبین ندارد. باتوجه‌به ضرایب مدل، فرضیهٔ هشتم پژوهش رد می‌شود؛ به بیان دیگر، کارایی عملیاتی موقت تأثیر معناداری بر ارزش بازار شرکت‌های نمونه ندارد. شرکت‌هایی که نسبت بدهی بالاتری دارند، ارزش بالاتری در بازار دارند. درضمن شرکت‌هایی که رشد فروش مثبت دارند و اندازهٔ کوچک‌تری دارند، در مقایسه با سایر شرکت‌ها ارزش بازار بالاتری دارند که این مورد نشان‌دهندهٔ امکان توسعهٔ سرمایه‌گذاری در بدو ورود به بازار و در زمان رشد شرکت دارد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

کارایی عملیاتی، عملکرد اقتصادی مؤسسات یا شرکت‌ها را بررسی می‌کند. مقادیر کارایی بالا به این معنی است که شرکت به‌طور کامل از منابع خود استفاده می‌کند و حداکثر خروجی را تولید می‌کند. مقادیر کم کارایی نشان می‌دهد که شرکت می‌تواند منابع خود را کاهش دهد یا خروجی خود را افزایش دهد. کارایی موقت منعکس‌کنندهٔ تغییرات سالانه است و کارایی پایدار اهداف و سیاست‌های بلندمدت را منعکس می‌کند (Agasisti & Gralka, 2019). مدیریت می‌تواند عملکرد شرکت و ارزش بازار آن را ازطریق افزایش کارایی ارتقا دهد و بهبود کارایی ازطریق بهبود مدیریت کوتاه‌مدت منابع و نیز ازطریق راهبردهای بلندمدت برای افزایش فروش مانند نفوذ به بازارهای بین‌المللی یا هزینه‌های تحقیق و توسعه برای نوآوری امکان‌پذیر است که به بهبود عملکرد بلندمدت شرکت منجر می‌شود. کارایی عملیاتی بر بهبود عملکرد متمرکز است و

می‌تواند مزیت رقابتی بیش از انتظارات مشـــتری را ایجاد کند (Canello & Vidoli, 2020)؛ ازاین‌رو، پژوهش حاضـــر تأثیر کارایی عملیاتی موقت و پایدار را بر عملکرد و ارزش شرکت براساس تابع مرزی تصادفی بررسی کرده است؛ به‌همین منظور برای ســـنجش کارایی عملیاتی موقت و پایدار از رویکرد چندمرحله‌ای کومباکار و همکاران (Kumbhakar et al., 2014). استفاده شـد. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۱۶۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سـال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ و با بهره‌گیری از تابع مرزی تصـادفی و رگرسـیون خطی چندمتغیره بررسـی شـد. نتایج تابع مرزی تصـادفی حاکی‌ازآن اسـت که تمام فرضـیه‌های این مدل پژوهش غیر از فرضـیهٔ سـوم تأیید شـدند و متغیرهای بهای تمام‌شـدهٔ کالای فروش‌رفته، هزینه‌های فروش، عمومی و اداری و دارایی‌های ثابت مشـــهود با تأثیر معنادار و مثبت بر متغیر خروجی یعنی جریان‌های نقدی در تبیین کارایی عملیاتی موقت و پایدار شرکت‌های بورسی نقش مؤثری دارند، اما دارایی‌های نامشهود نقش تبیین‌کننده‌ای ندارد؛ بنابراین، نقش تعیین‌کنندهٔ متغیرهای بهای تمام‌شـــدهٔ کالای فروش‌رفته، هزینه‌های فروش، عمومی و اداری و دارایی‌های ثابت مشهود در اندازه‌گیری کارایی عملیاتی با نتایج چنگ و همکاران (Cheng et al., 2018)، سوخکیان و همکاران (Soukhakian et al., 2020)، دعائی و گوهری (Doaei & Gohari, 2020)، دمیرجان و همکاران (Demerjian et al., 2012) و فرج‌زاده دهکردی (Farajzadeh-Dehkordi, 2022) ســـازگاری دارد؛ اما برخلاف نتایج پژوهش‌های فوق، دارایی‌های نامشـــهود نقش مؤثری در تبیین کارایی عملیاتی ندارد که شـــاید بتوان آن را به عدم اســـتفادهٔ بهینه از دارایی‌های نامشهود در جهت ایجاد جریان‌های نقدی نسبت داد. از طرفی، نقش تبیین‌کنندهٔ جریان‌های نقدی به‌عنوان خروجی تابع مرزی تصادفی با نتایج گروکا و رگو (Gruca & Rego, 2005) همخوانی دارد.

براسـاس فرضـیهٔ پنجم پژوهش، کارایی عملیاتی پایدار باید تأثیر مثبت بر بازدهٔ دارایی‌ها داشـته باشـد؛ اما نتایج آزمون این فرضـیه را رد می‌کند و رابطهٔ به‌دسـت‌آمده منفی و معنادار اسـت؛ یعنی می‌توان ادعا کرد که با افزایش کارایی عملیاتی پایدار شرکت، بازدهٔ دارایی‌ها کاهش می‌یابد و با افزایش این سطح کارایی به دلیل نبود ساختار حاکمیت قوی، مدیریت سرمایهٔ بهینه و استفاده صحیح از منابع و دارایی‌ها، بازدهی دارایی‌ها کاهش یافته است. این موضوع به میزان ورودی‌ها و خروجی‌های تولید اشـاره دارد که بیشـتر شـرکت‌ها به همان میزان که درآمد فروش داشـته‌اند، برای دسـتیابی به آن هزینه کرده‌اند. این نتیجه با یافته‌های آگاسیستی و گرالکا (Agasisti & Gralka, 2019) و فانگاکوا و همکاران (Fungacova et al., 2018) سازگاری دارد، مبنی بر اینکه کارایی عملیاتی پایدار، عملکرد ساختار کلی بازار در بلندمدت را منعکس می‌کند و ناکارایی ساختار بازار سرمایه بر عملکرد شرکت تأثیر منفی دارد. نتایج آزمون فرضیهٔ ششم پژوهش نشان داد که کارایی عملیاتی موقت تأثیر مثبتی بر بازده دارایی‌ها (عملکرد کوتاه‌مدت) دارد و بنابراین، این فرضـــیه تأیید می‌شـــود؛ به بیان دیگر، با افزایش کارایی عملیاتی موقت شـــرکت، بازدهٔ دارایی‌های آن افزایش می‌یابد و با افزایش ســـطح کارایی موقت در یک‌ســـال (بالاترین اســـتفاده از امکانات و تجهیزات برای رسـیدن به اهداف کوتاه‌مدت) می‌توان عملکرد شـرکت را بهبود بخشـید. این موضـوع به میزان ورودی‌ها و خروجی‌های تولید مرتبط است و بیشـتر شـرکت‌ها در تلاش هسـتند که حتی با فروش‌های غیرنقدی و مخارج غیرسـرمایه‌ای، سـود کسـب کنند، حتی اگر اندک باشـد. این نتیجه با یافته‌های سپاسی و همکاران (Sepasi et al., 2017)، فیلیپینی و همکاران (Filippini et al., 2018) هم‌جهت اسـت، مبنی بر اینکه مدیریت منابع و دارایی‌ها در کوتاه‌مدت بر کارایی عملیاتی موقت و درنتیجه عملکرد شـــرکت تأثیر دارد. براســـاس فرضـــیهٔ هفتم پژوهش، کارایی عملیاتی پایدار باید تأثیر مثبت بر ارزش بازار شـرکت داشـته باشـد؛ اما نتایج آزمون این فرضـیه را رد می‌کند و رابطهٔ به‌دسـت‌آمده منفی و معنادار اسـت؛ به بیان دیگر، کارایی بلندمدت شـرکت‌ها در جهت افزایش جریان‌های نقدی با افزایش ارزش سـهام در بازار رابطهٔ معکوس دارد. این نتیجه از این موضـوع حکایت دارد که شـرکت‌های بزرگ ازلحاظ سـرمایه‌گذاری اشـباع شـده‌اند و از ارزش ذاتی خود فاصـله گرفته‌اند، اما سـرمایه‌گذاران آگاه، به این موضـوع اشـراف کامل دارند. این یافتهٔ پژوهش با نتایج آگاسیستی و گرالکا (Agasisti & Gralka,

2019) و فانگاکوا و همکاران (Fungacova et al., 2018) سازگاری دارد، مبنی بر اینکه ناکارایی ساختار بازار سرمایه موجب ناکارایی عملیاتی پایدار می‌شود و بر ارزش بازار شرکت تأثیر منفی دارد؛ علاوه‌براین، نتایج آزمون فرضیهٔ نهایی پژوهش نشان داد که کارایی عملیاتی موقت، تأثیری بر ارزش بازار شرکت‌های نمونه ندارد و فرضیهٔ هشتم رد می‌شود. می‌توان این موضوع را به نحوهٔ سیاست‌گذاری مدیریت شرکت‌های بورسی نسبت داد که براساس آن سیاست‌های مدیریتی شرکت‌های مطالعه‌شده بیشتر معطوف به نتایج عملیاتی کوتاه‌مدت (مانند سودآوری فصلی یا سالانه) است و به تأثیر بلندمدت این تصمیمات بر ارزش بازار توجه کمتری شده است. درضمن، فشار سهام‌داران برای کسب بازدهی سریع، مدیریت را به سمت اولویت‌دهی عملکرد مالی کوتاه‌مدت سوق داده و از پیگیری راهبردهای پایدار ارزش‌آفرین بازداشته است؛ علاوه‌براین، ضعف در سازوکارهای حاکمیت شرکتی ازجمله نظارت ناکافی نهادهای ناظر (مانند هیئت‌مدیره یا سهام‌داران نهادی) بر سیاست‌های بلندمدت به اولویت‌بندی نادرست در تصمیم‌گیری‌های مدیریتی منجر شده است. این ترکیب عوامل باعث شده است که بهبود کارایی عملیاتی موقت، تأثیر معناداری بر ارزش بازار این شرکت‌ها نداشته باشد. این یافته به دلیل شدت توجه مدیران در شرکت‌های بورسی کشور به نتایج عملیاتی کوتاه‌مدت با یافته‌های عسگرپور و ابوطالبی (Asgarpour & Aboutalebi, 2024)، فریا و همکاران (Faria et al., 2022)، آگاسیستی و گرالکا (Agasisti & Gralka, 2019)، فانگاکوا و همکاران (Fungacova et al., 2018) و فیلیپینی و همکاران (Filippini et al., 2018) سازگاری ندارد.

دانش‌افزایی پژوهش حاضر آن است که علاوه‌بر بسط مبانی نظری پژوهش‌های پیشین در ارتباط با کارایی عملیاتی، به درک بهتر برآورد کارایی عملیاتی شرکت‌های بورسی و تجزیهٔ آن به اجزای موقت و پایدار، بررسی تأثیر هریک از این اجزا بر عملکرد و ارزش شرکت، تولید علم به‌منظور تعیین عوامل مؤثر بر کارایی و عملکرد شرکت در جهت حفظ منافع ذی‌نفعان و ارائهٔ رهنمودهای پژوهشی به‌منظور ارتقای روش‌های ارزیابی عملکرد پرداخته است؛ افزون بر این، این پژوهش می‌تواند ابزار مفیدی برای کمک به فرایند تصمیم‌گیری مدیران، سیاست‌گذاران، کارآفرینان و دولتمردان باشد؛ به‌طوری‌که به تمام مدیران واحد تجاری در سطوح مختلف به‌خصوص مدیران بخش تولید کمک می‌کند تا برای بهبود کارایی عملیات خود، کاهش سطح هزینه‌ها و رسیدن به یک کارایی مشخص بلندمدت، عملکرد کوتاه‌مدت را نادیده بگیرند و چشم‌انداز بلندمدتی برای شرکت قائل باشند. در پژوهش‌های آتی می‌توان تأثیر کارایی عملیاتی موقت و پایدار را بر دیگر شاخص‌ها مانند بازدهٔ سرمایه، بازدهٔ سهام و قیمت سهام بررسی کرد.

## منابع


جنت‌مکان، حسین، حمیدیان، محسن، و حاجیها، زهره (۱۴۰۰). تأثیر ارتباط سیاسی شرکت‌ها بر شاخص‌های عملکرد مدیریت مبتنی بر ارزش و کارایی عملیاتی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۱۱(۳)، ۴۷–۷۸.

https://doi.org/10.22051/jera.2020.28428.2556

دعائی، میثم، و گوهری، الهام (۱۳۹۹). توانایی مدیریت و گزارشگری مالی متقلبانه باتوجه‌به نقش تعدیلگری شرکت‌های وابسته به دولت و طبقه حسابرس. *فصل‌نامه بورس اوراق بهادار*، ۱۳(۵۱)، ۱۶۲–۱۸۹.

https://doi.org/10.22034/jse.2020.10949.122

رهنمای‌رودپشتی، فریدون، نیکومرام، هاشم، و شاهوردیانی، شادی (۱۳۹۰). *مدیریت مالی راهبردی*. انتشارات حکیم‌باشی.

سپاسی، سحر، حسنی، حسن، و سلمانیان، لیدا (۱۳۹۶). مدیریت سرمایه در گردش، عملکرد مالی و محدودیت‌های تأمین مالی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۵(۴)، ۹۹–۱۱۶.

https://doi.org/10.22108/amf.2017.21187

سوخکیان، ایمان، نظری، هیراد و تحریری، آرش (۱۳۹۹). توانایی مدیریتی و ارزش نهایی وجوه نقد. *مطالعات تجربی*

*حسابداری مالی*، ۱۷(۶۶)، ۱۲۳–۱۴۸. https://doi.org/10.22054/qjma.2020.33209.1829

شریف‌آزاده، محمدرضا، و بصیرت، مهدی (۱۳۹۲). تخمین کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت ایران براساس برآورد تابع مرزی تصادفی. *دو فصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴، ۱۸۱–۲۰۰.

عسگرپور، رسول، و ابوطالبی، حمید (۱۴۰۳). تأثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی شرکت‌ها ازطریق متغیر واسطه‌ای شفافیت با استفاده از روش فراتحلیل. *مدیریت دارایی و تامین مالی*، ۱۲(۱)، ۱۱۱–۱۲۴.

https://doi.org/10.22108/amf.2024.139769.1837

فرجزاده دهکردی، حسن (۱۴۰۱). تأثیر گزارشگری مالی فرصت‌طلبانه بر کارایی عملیاتی شرکت‌های همتا. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۵(۵۹)، ۲۲۰–۱۹۹. https://doi.org/10.22034/jse.2022.12073.2056

**References**

Agasisti, T., & Gralka, S. (2019). The transient and persistent efficiency of Italian and German universities: A stochastic frontier analysis. *Applied Economics*, 51(46), 5012-5030. https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1606409

Asgarpour, R., & Aboutalebi, H. (2024). The effect of corporate governance on the firms' financial performance through the mediating variable of transparency using the meta-analysis method. *Asset Management and Financing*, 12(1), 111-124. https://doi.org/10.22108/amf.2024.139769.1837 [In Persian].

Bao, Z., & Pouresmaeil-Motlagh, B. (2024). How investment efficiency affects firms' performance?. *Accounting and Auditing with Applications*, 1(1), 17-26. https://doi.org/10.22105/aaa.v1i1.19

Cabrita, M. D. R., De Vaz, J. L., & Bontis, N. (2007). Modelling the creation of value from intellectual capital: A Portuguese banking perspective. *International Journal of Knowledge and Learning*, 3(2-3), 266-280. https://doi.org/10.1504/ijkl.2007.015555

Canello, J., & Vidoli, F. (2020). Investigating space-time patterns of regional industrial resili-ence through a micro-level approach: An application to the Italian wine industry. *Journal of Regional Science*, 60(4), 653-676. https://doi.org/10.1111/jors.12480

Cheng, Q., Goh, B. W., & Kim, J. B. (2018). Internal control and operational efficiency. *Contemporary Accounting Research*, 35(2), 1102–1139. https://doi.org/10.1111/1911-3846.12409

Demerjian, P., Lev, B., & McVay, S. (2012). Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests. *Management Science*, 58(7), 1229–1248. https://doi.org/10.1287/mnsc.1110.1487

Doaei, M., & Gohari, E. (2020). Managerial ability and fraudulent financial reporting regard to the moderating effect of government affiliates corporate and auditor's class. *Journal of Securities Exchange*,13(51), 162-189. https://doi.org/10.22034/jse.2020.10949.1224 [In Persian].

Fairfield, P. M., & Yohn, T. L. (2001). Using asset turnover and profit margin to forecast changes in profitability. *Review of Accounting Studies*, 6, 371-385. https://doi.org/10.1023/a:1012430513430

Farajzadeh-Dehkordi, H. (2022). The impact of opportunistic financial reporting on the peer firms' operational efficiency. *Journal of Securities and Exchange*, 15(59), 199-220. https://doi.org/10.22034/jse.2022.12073.2056 [In Persian].

Faria, S., Gouveia, S., & Rebel, J. (2022). Transient and persistent efficiency: An application to Portuguese wineries. *Economics and Business Letters*, 11(1), 16-23. https://doi.org/10.17811/ebl.11.1.2022.16-23

Filippini, M., Geissmann, T., & Greene., W. H. (2018). Persistent and transient cost efficiency—an application to the Swiss hydropower sector. *Journal of Productivity Analysis*, 49, 65–77. https://doi.org/10.1007/s11123-017-0522-6

Fungacova, Z., Klein, P. O., & Weill, L. (2018). Persistent and transient inefficiency: Explaining the low efficiency of Chinese big banks. *China Economic Review*, 59, 101368. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2019.101368

Gharsellaoui, M. (2011). Measuring the value of creativity: Theories and empirical validation of tests: The case of Tunisian companies listed in stock exchange. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in*

*Business*, 3(3), 929-937.

Gruca, T. S., & Rego, L. L. (2005). Customer satisfaction, cash flow, and shareholder value. *Journal of Marketing*, 69(3), 115-130. https://doi.org/10.1509/jmkg.69.3.115.66364

Jannatmakan, H., Hhamidian, M. & Hajiha, Z. (2021). The impact of corporate political relationships on value-based management performance indicators and operational efficiency. *Empirical Research in Accounting*, *11*(3), 47-78. https://doi.org/10.22051/jera.2020.28428.2556 [In Persian].

Karagiannis, G. (2014). Modeling issues in applied efficiency: Agriculture. *Economics and Business Letters*, 3(1), 12-18. https://doi.org/10.17811/ebl.3.1.2014.12-18

Kumbhakar, S. C., Lien, G., & Hardaker, J. B. (2014). Technical efficiency in competing panel data models: A study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41, 321–337. https://doi.org/10.1007/s11123-012-0303-1

Kurniasih, R. P., & Akhmadi, A. (2024). Profitability mediates the influence of operational efficiency on company financial performance. *International Journal of Social Science and Human Research*, 7(7), 4634-4644. https://doi.org/10.47191/ijsshr/v7-i07-13

Liow, K. H. (2010). Firm value, growth, profitability and capital structure of listed real estate companies: An international perspective. *Journal of Property Research*, 27(2), 119-146. https://doi.org/10.1080/09599916.2010.500459

Marr, B. (2008). *Impacting future value: How to manage your intellectual capital*. The Society of Management Accountants of Canada (CMA Canada), the American Institute of Certified Public Accountants, Inc. (AICPA) and The Chartered Institute of Management Accountants (CIMA). https://doi.org/10.4135/9781412956260.n33

Mukui, N. W. (2022). *Effect of Operational Efficiency on Financial Performance of Manufacturing Firms Listed at the Nairobi Securities Exchange, Kenya* [Master Thesis, University of Nairobi].

Nguyen, B. H., Sickles, R. C., & Zelenyuk, V. (2022). Efficiency analysis with stochastic frontier models using popular statistical softwares. In D. Chotikapanich, A.N. Rambaldi, & N. Rohde (Eds.), *Advances in Economic Measurement* (pp. 129-171). Palgrave Macmillan, Singapore. https://doi.org/10.1007/978-981-19-2023-3_3

Rahnamyroodposhti, F., Nikoomaram, H. & Shahverdiani, Sh. (2011). *Strategic Financial Management*. Hakimbashi Publication. [In Persian].

Sepasi, S, Hassani, H., & Salmanian, L. (2017). Working Capital management, corporate performance and financial constraints: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Asset Management and Financing*, 5(4), 99-116. https://doi.org/10.22108/amf.2017.21187 [In Persian].

Sharifazadeh, M. R., & Basirat, M. (2014). Estimating technical efficiency of Iranian oil and gas pipe manufacturing industry using stochastic frontier function estimation. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 24, 181-200. [In Persian].

Soukhakian, I., Nazari, H., & Tahriri, A. (2020). Managerial ability and marginal value of the cash. *Empirical Studies in Financial Accounting*, *17*(66), 123-148. https://doi.org/10.22054/qjma.2020.33209.1829 [In Persian].

Sun, W., Ding, Z. & Price, J. (2020). Board structure and firm capability: An environment embedded relationship between board diversity and marketing capability. *Industrial Marketing Management*, 90(5), 14–29. https://doi.org/10.1016/j.indmarman.2020.06.010

Wagner, S. M., & Krause, D. R. (2009). Supplier development: Communication approaches, activities and goals. *International Journal of Production Research*, 47(12), 3161-3177. https://doi.org/10.1080/00207540701740074

Wiley, J. A., Benefield, J. D., & Johnson, K. H. (2010). Green design and the market for commercial office space. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 41, 228-243. https://doi.org/10.1007/s11146-008-9142-2