System Engineering and Productivity/ 2027/ Vol.7/ No.2/ 275-316

System Engineering and Productivity

10.22034/sep.2026.2104189.1549

Remaining Useful Life Prediction-Error Dependence and Tail Risk in Multi-Asset Predictive Maintenance: A System Dynamics Analysis

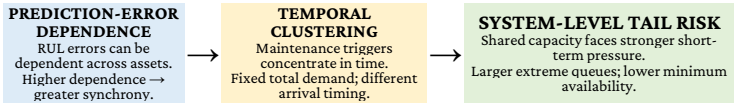
Mohammad Ebrahimi

Department of Management, Faculty of Humanities, University of Gonabad, Gonabad, Iran

HIGHLIGHTS

- RUL error dependence clusters maintenance activations.
- Tail congestion persists across structural robustness tests.
- Boundary conditions arise under extreme bottlenecks and high production reserve.

GRAPHICAL ABSTRACT



ARTICLE INFO

Article history:
Article Type: Research paper
Received: 26 August 2026
Revised: 16 October 2026
Accepted: 29 October 2026
Available online: 29 October 2026
*Correspondence:
mebrahimi@gonabad.ac.ir
How to cite this article:
Ebrahimi, M. (2027). Remaining useful life prediction-error dependence and tail risk in multi-asset predictive maintenance: A system dynamics analysis. *System Engineering and Productivity, 7* (2), 275-316.

Keywords:
Predictive maintenance
Remaining useful life
Error dependence
System dynamics
Tail risk

ABSTRACT

In multi-asset systems, adequate remaining useful life (RUL) prediction accuracy does not necessarily translate into satisfactory system-level performance because dependence among prediction errors can cluster maintenance activations without increasing total demand. This study uses system dynamics to isolate the effect of cross-asset RUL error dependence on tail risk in shared maintenance resources. A 120-asset baseline system is simulated for 280 cycles under five dependence levels ($\rho = 0 - 0.8$), with total predictive-maintenance demand fixed at 120 activations. In the baseline, increasing dependence reduces active arrival cycles from 96 to 35 and increases maximum arrivals per cycle from 4 to 15. Mean predictive queue length falls by 3.9%, whereas its 95th percentile rises by 46.1% and peak capacity pressure by 147.7%. The robustness program tests alternative delay forms, repair-capacity/MTTR variation, $\alpha < 1$ with failures while waiting, system sizes from 30 to 1,000 assets, Student-t copulas with tail dependence, asset heterogeneity, explicit spare-parts constraints, and an independent production-capacity mapping. Across these tests, dependence-driven tail congestion remains broadly persistent, although its magnitude is condition-dependent: very small systems and severe spare-parts bottlenecks attenuate the incremental effect, while adequate production reserve can absorb downstream output loss. The results identify temporal concentration as a system-level risk mechanism and show that prognostic evaluation should complement marginal accuracy with cross-asset dependence, tail-oriented queue metrics, and resource-resilience measures.

2538-2195/© 2027 The Authors. Published by University of Eyvanekey. This is an open-access article under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY 4.0) license.

1. Introduction

Predictive maintenance creates value when remaining-useful-life (RUL) prognostics are translated into intervention timing, resource allocation, and system-level availability. In multi-asset environments, this translation is operationally important because assets compete for shared crews, repair stations, spare capacity, and backup resources. Multi-asset maintenance studies have therefore integrated probabilistic RUL information with constrained maintenance resources and workload balance (de Pater & Mitici, 2021; Crespo del Castillo & Parlikad, 2024).

A system-level difficulty arises when prediction errors are not independent across assets. Two prognostic models can have similar marginal accuracy and still generate very different maintenance patterns if early or late errors occur synchronously. Dependence can compress the same number of predictive-maintenance requests into shorter windows, increasing queue peaks and competition for a shared repair resource without increasing total maintenance demand. Existing scheduling studies have examined prognostic uncertainty under limited resources, but cross-asset error dependence has received much less attention as a separate operational-risk mechanism (Tseremoglou et al., 2022).

Empirical prediction residuals were obtained from the NASA C-MAPSS FD001 subset (Saxena et al., 2008). The 100 training engines were stratified by lifetime quantile and split at the asset level into 80 development and 20 validation engines using seed 20260819; the official test set was not used for training, tuning, or residual generation. A LightGBM model with L1 loss was trained on 56 causal features derived from 14 sensors: current value, 5-cycle and 20-cycle moving averages, and 5-cycle change (Ke et al., 2017). Three prespecified configurations were compared using three-fold GroupKFold with engine ID as the grouping variable. The selected model used num_leaves=15, min_child_samples=40, L2 regularization=1, 300 trees, learning rate=0.04, feature and sample fractions=0.9, and seed 20260819. On 4,111 validation observations, MAE was 30.976 cycles, RMSE 41.200 cycles, R-squared 0.616, and mean bias 2.988 cycles. The residual was defined as predicted RUL minus actual RUL.

Cross-asset dependence was imposed with a one-factor Gaussian copula (Nelsen, 2006). The experimental dependence parameter ρ took values 0, 0.2, 0.4, 0.6, and 0.8; it is not a correlation estimated directly from C-MAPSS. Copula probabilities were mapped to empirical residual quantiles within eight actual-life bands: 0–25, 26–50, 51–75, 76–100, 101–125, 126–150, 151–200, and above 200 cycles. Initial RUL was sampled from a discrete uniform distribution from 35 to 210 cycles, predictive maintenance was activated at predicted RUL ≤ 30, and common random components were retained across dependence levels. The fixed reference realization contained exactly 120 activations in every scenario. As ρ increased from 0 to 0.8, active arrival cycles declined from 96 to 35 and the maximum number of arrivals in one cycle rose from 4 to 15.

Mean-based indicators may conceal this mechanism: a system can show a stable or even lower average queue while experiencing more severe short-lived congestion. Accordingly, this study asks whether stronger RUL prediction-error dependence can intensify upper-tail queue, capacity, availability, and performance risk while total predictive-maintenance demand is held fixed. The contribution is threefold: isolating dependence-driven temporal concentration from demand volume, identifying the feedback path that transmits the shock, and testing whether the effect survives mechanism removal, parameter uncertainty, and independent input realizations.

2. Methodology

The study models a closed industrial system of 120 assets over 280 cycles with a one-cycle time step. At the initial time all assets are healthy and operating; degraded assets, predictive and emergency queues, assets under repair, and active additional capacity are zero. Base repair capacity is four simultaneous positions and mean repair time is five cycles. Both predictive and emergency queues draw from the same free capacity. Additional capacity is activated endogenously when pressure exceeds its reference level and is released gradually after congestion subsides. Predictive activation removes an asset from effective operation in the base configuration, so queueing, capacity response, degradation, failure, and repair can be traced without changing the number of assets or the total workload.

The stock-flow structure contains healthy and degraded operating assets, predictive and emergency queues, assets under repair, and active additional capacity. Reduced effective availability increases workload per operating asset; after a delay, overload raises degradation pressure nonlinearly, while completed repair returns assets to healthy operation. Availability is the share of effective operating assets and the productivity indicator is proportional to availability. Structural validation examined dimensional consistency, non-negativity, conservation of all 120 assets, allocation shares, threshold logic, and prevention of double use of occupied capacity, following standard system-dynamics validation principles (Barlas, 1996). The same equations were reproduced in Python for large simulation campaigns; maximum queue-series differences from Vensim were below 0.00005 and differences for most other indicators were around 0.000001.

Robustness was evaluated in layers. The baseline robustness tests included mechanism removal, one-at-a-time sensitivity, 5,000 Latin-hypercube parameter vectors, and 400 independent paired

input realizations. The extended robustness program additionally tests fixed versus first-order and distributed delays, repair-capacity/MTTR variation, $\alpha < 1$ with waiting failures, system sizes $N = 30 - 1000$ with capacity scaled proportionally, Gaussian versus Student-t copulas, two-class asset heterogeneity, explicit spare-parts constraints, an independent production-capacity mapping. All extensions pass regression checks against the baseline model when their new mechanisms are switched off.

3. Results and Discussion

Holding total predictive-maintenance demand at exactly 120 reveals a strong timing effect. When ρ increases from 0 to 0.8, cycles with at least one arrival fall from 96 to 35 (−63.5%), while the maximum arrivals in one cycle increase from 4 to 15 (+275%). Mean predictive queue length decreases slightly from 1.646 to 1.582 assets (−3.9%), but the 95th-percentile queue rises from 4.751 to 6.943 (+46.1%) and the maximum queue from 6.288 to 15 (+138.5%). The maximum-to-mean queue ratio therefore rises from 3.82 to 9.48. The central result is not higher average congestion; it is a widening gap between routine and crisis-period queue behavior.

The same concentration is transmitted downstream. Peak capacity pressure increases from 1.494 to 3.701 (+147.7%), prompting the maximum active additional capacity to rise from 1.033 to 3.691 assets (+257.2%). Even with this adaptive response, minimum availability falls from 0.917 to 0.856, a loss of 6.1 percentage points. The 95th-percentile and maximum availability-based productivity loss increase by 38.3% and 73.9%, respectively, while the mean changes little. Thus, adaptive capacity absorbs part of the shock but does not eliminate upper-tail system risk.

Mechanism-removal tests clarify the roles of mechanisms within the model. Eliminating the workload-to-degradation effect or fixing emergency priority produces only small changes in the principal tail indicators, so neither mechanism is the source of the initial congestion. In contrast, removing adaptive additional capacity increases mean and 95th-percentile predictive queue length by about 290% and 123%, respectively, relative to the ρ = 0.8 baseline and reduces minimum availability to 0.800. Adaptive capacity is therefore mitigating feedback. One-at-a-time sensitivity analysis gives the same operational message: reducing additional-capacity activation delay from five to three cycles lowers the predictive-queue 95th percentile by 13.6%, whereas increasing the delay to seven cycles raises it by 7.9%.

4. Conclusions

Maintenance risk in a multi-asset system depends not only on the number of interventions but also on when those interventions occur together. Dependence among RUL prediction errors can compress the same fixed maintenance demand into shorter periods and generate larger queue peaks, greater shared-capacity pressure, lower minimum availability, and higher upper-tail productivity loss even when average queue performance is unchanged or slightly improved. The effect remains robust under matched parameter uncertainty and across independent input realizations.

The findings remain bounded by the experimental design. Several structural limitations of the baseline model were tested directly through supplementary robustness analyses and the dependence-driven tail effect persisted broadly, but rho remains an experimental rather than field-estimated parameter, FD001 residuals are the empirical basis for input errors, and the repair-shop, spare-parts, heterogeneity, and production-reserve extensions are stress tests rather than site calibrations. These tests therefore strengthen structural and computational robustness without claiming site-specific external validation.

Global uncertainty analysis shows that the mechanism is not fragile to plausible parameter variation. Across 5,000 Latin-hypercube combinations at ρ = 0.8, the central 90% range of the predictive-queue 95th percentile is 6.071–7.447 assets, whereas the maximum queue remains exactly 15 in every run. The additional-capacity activation delay is the dominant parameter for the predictive-queue tail (PRCC approximately +0.997); emergency-priority sensitivity has a strong negative association with the emergency-queue 95th percentile (approximately -0.994); capacity-release time is strongly positive for minimum availability (approximately +0.969); and the base failure rate strongly affects productivity loss and emergency failures. Parameter rankings remain stable as sample size increases.

The paired tests provide the strongest robustness evidence. With the fixed reference inputs, the predictive-queue 95th percentile and maximum worsen in all 5,000 matched parameter vectors as ρ rises from 0 to 0.8, with median increases of 44.9% and 139.0%. Peak capacity pressure, upper-tail productivity loss, emergency failures, maximum additional capacity, and minimum availability also worsen in every matched pair, whereas mean queue has a median change of −4.0%. Across 400 independent input pairs with simultaneous parameter uncertainty, the 95th-percentile queue worsens in 99.25% of pairs, maximum queue in 99.75%, peak capacity pressure in 100%, 95th-percentile productivity loss in 99.25%, and minimum availability in 99.0%. These results show that dependence primarily alters temporal synchronization and upper-tail stress, not total demand. For management, prognostic-system assessment should therefore complement MAE and RMSE with cross-asset dependence, alert synchronization, and high-percentile queue/capacity indicators, while contingency capacity should be

designed around response speed and peak demand rather than average load.

Acknowledgments

The author gratefully acknowledges the helpful comments and informal feedback provided by colleagues during the development of this research.

Funding

This research received no specific grant from any funding agency in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Conflicts of Interest

The author declares that there are no known competing financial interests or personal relationships that could have appeared to influence the work reported in this paper.

Author Contribution Statement

Mohammad Ebrahimi: Conceptualization, Data curation, Formal analysis, Investigation, Methodology, Resources, Software, Validation, Visualization, Project administration, Supervision, Writing – original draft, Writing – review & editing.

Data Availability Statement

The code, processed data, parameter vectors, and computational outputs needed to reproduce the reported analyses are provided in the computational reproducibility package accompanying the article. The raw NASA C-MAPSS data remain available from the original public source.

References

Barlas, Y. (1996). Formal aspects of model validity and validation in system dynamics. *System Dynamics Review, 12*(3), 183–210. https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1727(199623)12:3<183::AID-SDR103>3.0.CO;2-4

Crespo del Castillo, A., & Parlikad, A. K. (2024). Dynamic fleet management: Integrating predictive and preventive maintenance with operation workload balance to minimise cost. *Reliability Engineering & System Safety, 249*, 110243. https://doi.org/10.1016/j.ress.2024.110243

de Pater, I., & Mitici, M. (2021). Predictive maintenance for multi-component systems of repairables with Remaining-Useful-Life prognostics and a limited stock of spare components. *Reliability Engineering & System Safety, 214*, 107761. https://doi.org/10.1016/j.ress.2021.107761

Ke, G., Meng, Q., Finley, T., Wang, T., Chen, W., Ma, W., Ye, Q., & Liu, T.-Y. (2017). LightGBM: A highly efficient gradient boosting decision tree. *Advances in Neural Information Processing Systems, 30*, 3146–3154.

Nelsen, R. B. (2006). *An introduction to copulas* (2nd ed.). Springer. https://doi.org/10.1007/0-387-28678-0

Saxena, A., Goebel, K., Simon, D., & Eklund, N. (2008). Damage propagation modeling for aircraft engine run-to-failure simulation. *2008 International Conference on Prognostics and Health Management*, 1–9. https://doi.org/10.1109/PHM.2008.4711414

Tseremoglou, I., Bieber, M. T., Verhagen, W. J. C., Santos, B. F., Freeman, F. C., & van Kessel, P. J. (2022). The impact of prognostic uncertainty on condition-based maintenance scheduling: An integrated approach. *AIAA AVIATION 2022 Forum*, AIAA 2022-3967. https://doi.org/10.2514/6.2022-3967

مهندسی سیستم و بهره‌وری/ سال ۱۴۰۷/ دوره ۷/ شماره ۲/ صفحه ۲۷۵-۳۱۶

نشریه مهندسی سیستم و بهره‌وری

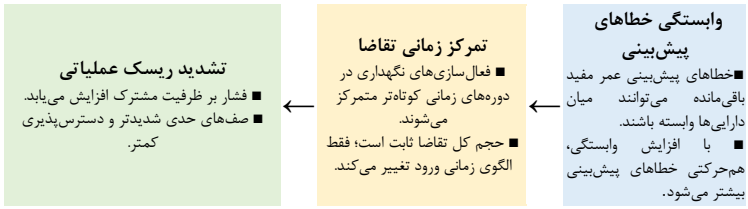
10.22034/sep.2026.2104189.1549

وابستگی خطاهای پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده و ریسک انتهایی در نگهداری پیش‌بینانه چندداراییی: یک تحلیل پویایی سیستم

محمد ابراهیمی

گروه مدیریت، دانشکده علوم انسانی، مجتمع آموزش عالی گناباد، گناباد، ایران

چکیده گرافیکی



ارزیابی استواری: حذف سازوکار + تحلیل حساسیت سراسری + آزمون‌های جفتی

برجسته‌ها

- وابستگی خطاهای RUL، فعال‌سازی‌های نگهداری را در زمان متمرکز می‌کند.
- ازدحام انتهایی در آزمون‌های استواری ساختاری پایدار می‌ماند.
- گلوگاه‌های شدید و ظرفیت مازاد تولید، مرزهای اثر را مشخص می‌کنند.

چکیده

در سامانه‌های چندداراییی، دقت پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده لزوماً به عملکرد مطلوب سامانه منجر نمی‌شود؛ زیرا وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی می‌تواند بدون افزایش حجم کل تقاضا، فعال‌سازی‌های نگهداری را در زمان متمرکز کند. این پژوهش با پویایی سیستم، اثر وابستگی بین‌دارایی خطاهای پیش‌بینی را بر ریسک انتهایی منابع مشترک نگهداری بررسی می‌کند. در مدل پایه، ۱۲۰ دارایی طی ۲۸۰ چرخه و در پنج سطح وابستگی صفر تا ۰/۸ شبیه‌سازی شدند و مجموع تقاضای نگهداری پیش‌بینانه در همه سناریوها ۱۲۰ باقی ماند. با افزایش وابستگی، چرخه‌های دارای ورود از ۹۶ به ۳۵ کاهش و بیشینه ورود در یک چرخه از ۴ به ۱۵ افزایش یافت. با وجود کاهش ۳/۹ درصدی میانگین صف پیش‌بینانه، صدک ۹۵ صف ۴۶/۱ درصد و بیشینه فشار بر ظرفیت ۱۴۷/۷ درصد افزایش یافت. استواری نتیجه در برابر شکل‌های جایگزین تأخیر، عدم‌قطعیت ظرفیت تعمیر و میانگین زمان تعمیر، فعال‌شدن خرابی حین انتظار، اندازه سامانه از ۳۰ تا ۱۰۰۰ دارایی، کوپولای t با وابستگی دنباله‌ای، ناهمگنی دارایی‌ها، محدودیت صریح قطعات یدکی و نگاشت مستقل ظرفیت تولید آزمون شد. اثر وابستگی بر ازدحام انتهایی در اغلب این شرایط پایدار ماند، هرچند شدت آن وابسته به شرایط ساختاری و عملیاتی بود؛ در سامانه‌های بسیار کوچک و گلوگاه شدید قطعات، اثر افزایشی ضعیف‌تر شد و ظرفیت مازاد تولید توانست بخشی از پیامد پایین‌دستی را جذب کند. نتایج، تمرکز زمانی تقاضا را به‌عنوان سازوکار ریسک سیستمی معرفی می‌کند و نشان می‌دهد ارزیابی نگهداری پیش‌بینانه باید در کنار دقت حاشیه‌ای، وابستگی خطاها، شاخص‌های انتهایی صف و تاب‌آوری منابع را نیز بسنجد.

مشخصات مقاله

تاریخچه مقاله:

نوع مقاله: پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۵/۰۶/۰۷

بازنگری: ۱۴۰۵/۰۷/۲۴

پذیرش: ۱۴۰۵/۰۸/۰۷

ارائه برخط: ۱۴۰۵/۰۸/۰۷

*نویسنده مسئول:

mebrahimi@gonabad.ac.ir

کلیدواژه‌ها:

نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه

عمر مفید باقی‌مانده

وابستگی خطا

پویایی سیستم

ریسک انتهایی

©۲۰۲۷ نویسندگان. منتشرشده توسط دانشگاه ایوان‌کی. این یک مقاله با دسترسی آزاد تحت شرایط و ضوابط مجوز Creative Commons Attribution (CC BY 4.0) است.

۱- مقدمه

در سامانه‌های صنعتی متشکل از چند دارایی، ارزش عملیاتی نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه زمانی تحقق می‌یابد که برآورد وضعیت آتی به تصمیم‌های عملیاتی درباره زمان‌بندی مداخله، تخصیص منابع و حفظ دسترس‌پذیری تبدیل شود؛ ازاین‌رو، انتقال تصمیم‌گیری از سطح دارایی به سطح سامانه، هماهنگی در شرایط محدودیت ظرفیت و منابع مشترک را ضروری می‌کند. جاردین و همکاران (Jardine et al., 2006) نیز بر همین پیوند میان پایش، پیش‌بینی و تصمیم‌گیری نگهداری تأکید کرده‌اند.

دقت مناسب پیش‌بینی هر دارایی لزوماً به عملکرد مطلوب کل سامانه منجر نمی‌شود؛ زیرا نیروی انسانی، ایستگاه‌های تعمیر، قطعات یدکی و ظرفیت پشتیبان میان دارایی‌ها مشترک‌اند و زمان ورود به نگهداری اهمیت عملیاتی دارد. دی پاتر و میتیچی (de Pater & Mitici, 2021) برآورد عمر مفید باقی‌مانده[1] را با محدودیت منابع تلفیق کرده‌اند و کرسپو دل کاستیلو و پارلیکاد (Crespo del Castillo & Parlikad, 2024) توازن بار عملیاتی و ظرفیت تعمیراتی را در مدیریت مجموعه دارایی‌ها در نظر گرفته‌اند. بنابراین، ارزیابی در سطح مجموعه باید فراتر از دقت منفرد باشد.

این مسئله زمانی اهمیت بیشتری پیدا می‌کند که خطاهای پیش‌بینی دارایی‌ها مستقل از یکدیگر نباشند. دو سامانه پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده ممکن است از نظر میانگین خطا عملکرد مشابهی داشته باشند، اما ساختار وابستگی متفاوتی میان خطاهای آن‌ها وجود داشته باشد. وابستگی بیشتر می‌تواند درخواست‌های نگهداری را در دوره‌های زمانی محدودتری متمرکز کند. کلاینبرگ و راگاوان (Kleinberg & Raghavan, 2021) نشان داده‌اند که استفاده از منطق الگوریتمی مشترک می‌تواند وابستگی میان پیامدها را در سطح کل سامانه افزایش دهد. در یک سامانه نگهداری و تعمیرات با ظرفیت مشترک، تمرکز زمانی تقاضا می‌تواند، حتی بدون افزایش حجم کل آن، بیشینه فشار بر ظرفیت و رقابت میان تقاضای نگهداری پیش‌بینانه و اضطراری را افزایش دهد. ییلدیز و سویلو (Yıldız & Soylu, 2023) نیز نشان داده‌اند که محدودیت منابع، تأخیر در فعال‌سازی ظرفیت و اثر متقابل سیاست‌های نگهداری می‌توانند رفتار سامانه را به‌صورت پویا تغییر دهند. بنابراین، وابستگی خطاهای پیش‌بینی تنها یک ویژگی آماری نیست و می‌تواند پیامدهای عملیاتی مهمی در سطح کل سامانه ایجاد کند.

این پیامدها با تکیه صرف بر شاخص‌های میانگین آشکار نمی‌شوند. ممکن است سامانه از نظر میانگین صف یا دسترس‌پذیری باثبات به نظر برسد، اما در دوره‌هایی کوتاه با تراکم تقاضا، فشار شدید بر ظرفیت و افت محسوس عملکرد مواجه شود. ازاین‌رو، طراحی ظرفیت و تدوین سیاست‌های مدیریتی مستلزم بررسی هم‌زمان میانگین‌ها، صدک‌های بالا، مقادیر حدی و شدت دوره‌های بحرانی است.

بر این اساس، مسئله پژوهش نه صرفاً عدم‌قطعیت پیش‌بینی، بلکه پیامد عملیاتی وابستگی بین خطاهای پیش‌بینی در سطح مجموعه دارایی‌هاست. پرسش محوری این است که با ثابت نگه‌داشتن حجم کل تقاضای نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه، آیا افزایش وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده می‌تواند همان تقاضا را در زمان متمرکز کند، ریسک در بخش انتهایی توزیع صف و فشار بر ظرفیت را تشدید سازد و این اثر در برابر تغییر مفروضات ساختاری و عملیاتی مدل تا چه حد پایدار بماند؟ مدل پویایی سیستم[2] مسیر اثر را از وابستگی خطاها و تمرکز زمانی ورودها تا رقابت برای ظرفیت مشترک، پاسخ انطباقی منابع، دسترس‌پذیری و پیامد تولیدی دنبال می‌کند.

پژوهش حاضر سه سهم علمی متمایز و آزمون‌پذیر ارائه می‌کند. نخست، اثر وابستگی بین خطاهای پیش‌بینی را از عدم‌قطعیت حاشیه‌ای و از افزایش حجم تقاضا جدا می‌کند؛ بدین منظور، سناریوها از نظر تعداد کل فعال‌سازی‌های پیش‌بینانه هم‌حجم‌اند و فقط ساختار وابستگی و توزیع زمانی ورودها تغییر می‌کند. دوم، تمرکز زمانی تقاضا را به‌عنوان سازوکار واسط میان وابستگی خطا و ریسک عملیاتی سطح سامانه صورت‌بندی می‌کند و به‌جای اتکا به میانگین، صدک‌های بالا، اوج صف و فشار ظرفیت را می‌سنجد. سوم، دامنه اعتبار این سازوکار را با آزمون‌های استواری ساختاری گسترده شامل شکل تأخیر،

[1] Remaining Useful Life (RUL)

[2] System Dynamics

منابع تعمیر، خرابی حین انتظار، اندازه سامانه، ساختار کوپولا (Copula)، ناهمگنی دارایی[1]، محدودیت قطعات یدکی و حاشیه ظرفیت تولید مشخص می‌کند. بنابراین، ادعای مقاله یک اثر عددی ثابت نیست، بلکه شناسایی جهت اثر، سازوکار انتقال و شرایطی است که شدت آن را تقویت یا تضعیف می‌کنند.

۲- مرور ادبیات و شکاف پژوهش

ادبیات نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه به‌تدریج از پایش وضعیت و تشخیص خرابی فراتر رفته و بر استفاده از برآورد عمر مفید باقی‌مانده در تصمیم‌گیری نگهداری متمرکز شده است. جاردین و همکاران (Jardine et al., 2006) نشان دادند که در نگهداری بر اساس وضعیت دارایی، اطلاعات حاصل از پایش زمانی سودمند است که تشخیص خرابی و پیش‌بینی وضعیت آتی دارایی به تصمیم‌های عملیاتی منجر شود. تامسائوت و همکاران (Tamssaouet et al., 2023) نیز تأکید کردند که برای پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده در سطح کل سامانه، باید وابستگی‌ها و تأثیر متقابل اجزا در نظر گرفته شود. لی و میتیچی (Lee & Mitici, 2023) نیز توزیع احتمالی عمر مفید باقی‌مانده موتورهای هواپیما را مبنای تصمیم‌های نگهداری قرار دادند. این مطالعات، عدم‌قطعیت پیش‌بینی را از یک ویژگی صرفاً آماری به یکی از ورودی‌های تصمیم‌گیری نگهداری تبدیل کرده‌اند. بااین‌حال، وابستگی میان فرآیندهای زوال اجزای یک سامانه با وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی چند دارایی یکسان نیست و می‌تواند پیامدهای عملیاتی متفاوتی داشته باشد.

در کنار این جریان، محدودیت منابع و هماهنگی میان دارایی‌ها نیز در مطالعات زمان‌بندی نگهداری مورد توجه قرار گرفته است. دی پاتر و میتیچی (de Pater & Mitici, 2021) برآورد عمر مفید باقی‌مانده چند سامانه تعمیرپذیر را با محدودیت موجودی قطعات یدکی و زمان‌های مشترک نگهداری تلفیق کردند. کرسپو دل کاستیلو و همکاران (Crespo del Castillo et al., 2023) برآورد عمر مفید باقی‌مانده، ظرفیت تعمیرگاه و نیازهای بهره‌برداری دارایی‌های ریلی را به‌طور هم‌زمان در برنامه‌ریزی پویای نگهداری در نظر گرفتند. کرسپو دل کاستیلو و پارلیکاد (Crespo del Castillo & Parlikad, 2024) این رویکرد را با تلفیق نگهداری پیشگیرانه و پیش‌بینانه و ایجاد توازن میان فعالیت‌های نگهداری و بار عملیاتی توسعه دادند. دی پاتر و میتیچی (de Pater & Mitici, 2027) نیز برای زمان‌بندی نگهداری چند دارایی با ظرفیت تعمیراتی و قطعات یدکی محدود، مدلی مبتنی بر برآورد احتمالی عمر مفید باقی‌مانده و برنامه‌ریزی تصادفی چندمرحله‌ای ارائه کردند. این مطالعات نشان می‌دهند که عدم‌قطعیت عمر مفید باقی‌مانده و محدودیت ظرفیت مشترک، جایگاه مشخصی در زمان‌بندی نگهداری مجموعه دارایی‌ها دارند.

دو جریان پژوهشی دیگر، مرز مسئله حاضر را دقیق‌تر مشخص می‌کنند. تسرموگلو و همکاران (Tseremoglou et al., 2022) اثر دقت و عدم‌قطعیت پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده را بر زمان‌بندی نگهداری مجموعه‌ای از هواپیماها با منابع تعمیراتی محدود بررسی کردند. سناریوهای آن‌ها بر اساس دقت و عدم‌قطعیت هر پیش‌بینی تعریف شده‌اند و وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی دارایی‌های مختلف را در بر نمی‌گیرند. این دو ویژگی متفاوت‌اند؛ زیرا تغییر عدم‌قطعیت هر پیش‌بینی لزوماً احتمال هم‌زمان‌شدن خطاها در چند دارایی را تغییر نمی‌دهد. زنگ و لیانگ (Zeng & Liang, 2026) نیز با تلفیق برآورد احتمالی عمر مفید باقی‌مانده و یادگیری تقویتی عمیق، فعالیت‌های نگهداری چند سامانه را برای بهره‌گیری از وابستگی‌های اقتصادی میان آن‌ها به‌صورت هدفمند هماهنگ کردند. در چارچوب آنان، تمرکز فعالیت‌های نگهداری نتیجه برنامه‌ریزی و بهینه‌سازی است؛ درحالی‌که در مسئله حاضر، تمرکز زمانی تقاضا پیامدی ناخواسته از وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی است. بنابراین، عدم‌قطعیت هر پیش‌بینی، گروه‌بندی برنامه‌ریزی‌شده فعالیت‌های نگهداری و تمرکز زمانی ناشی از وابستگی خطا، سه پدیده تحلیلی متمایزند.

جریان مکمل دیگری به مدل‌سازی وابستگی در قابلیت اطمینان و پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده می‌پردازد. فنگ و پن (Fang & Pan, 2021) نشان دادند که انتخاب ساختار کوپولا و وابستگی دنباله‌ای[2] می‌تواند بر ارزیابی قابلیت اطمینان و RUL در فرآیندهای زوال وابسته اثر بگذارد. چن و همکاران (Chen et al., 2026) نیز از کوپولا برای

[1] Asset heterogeneity

[2] Tail dependence

مدل‌سازی وابستگی زمانی میان شاخص‌های زوال و پیش‌بینی RUL استفاده کردند. این مطالعات وابستگی را برای برآورد قابلیت اطمینان یا RUL مدل می‌کنند؛ در مقابل، پژوهش حاضر وابستگی میان خود خطاهای پیش‌بینی را پس از تولید پیش‌بینی بررسی می‌کند و می‌سنجد این وابستگی چگونه، بدون تغییر حجم تقاضا، فعال‌سازی‌های نگهداری را هم‌زمان و ظرفیت مشترک را دچار تنش می‌کند.

ادبیات مربوط به استفاده مشترک از مدل‌ها و داده‌ها، زمینه مفهومی شکل‌گیری وابستگی میان خروجی‌های پیش‌بینی را فراهم می‌کند. کلاینبرگ و راگاوان (Kleinberg & Raghavan, 2021) نشان دادند هنگامی که چند تصمیم‌گیرنده از یک الگوریتم واحد استفاده می‌کنند، نتیجه کلی تصمیم‌ها ممکن است با عملکرد آن الگوریتم برای هر تصمیم‌گیرنده به‌صورت جداگانه متفاوت باشد. بوماسانی و همکاران (Bommasani et al., 2022) نیز نشان دادند که اشتراک داده‌های آموزشی یا مدل‌ها می‌تواند به همگن‌شدن خروجی‌ها منجر شود؛ هرچند شدت این اثر به نوع جزء مشترک و نحوه استفاده از آن بستگی دارد. در حوزه پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده، لاندا و همکاران (Landau et al., 2026) با استفاده از یادگیری فدرال، مدلی مشترک را با مشارکت چند شرکت هواپیمایی و بدون تبادل مستقیم داده‌های آن‌ها آموزش دادند. این مطالعات، وجود وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی را در یک مجموعه مشخص از دارایی‌ها اثبات نمی‌کنند، اما نشان می‌دهند که اشتراک الگوریتم، داده یا فرآیند یادگیری می‌تواند استقلال خروجی مدل‌های پیش‌بینی را تحت تأثیر قرار دهد. بر همین اساس، پژوهش حاضر منشأ شکل‌گیری این وابستگی را مدل‌سازی نمی‌کند، بلکه پیامدهای سیستمی ساختارهای متفاوت وابستگی را، مستقل از منشأ ایجاد آن‌ها، بررسی می‌کند.

پویایی سیستم نیز پیش‌تر برای تحلیل روابط میان نگهداری، محدودیت منابع، زوال دارایی‌ها و عملکرد تولید به‌کار رفته است. لینئوسون و همکاران (Linnéusson et al., 2018) نشان دادند که تأخیرها و بازخوردهای ناشی از توسعه فعالیت‌های نگهداری می‌توانند در افق‌های زمانی مختلف بر عملکرد تولید اثر بگذارند. یلدیز و سویلو (Yıldız & Soylu, 2023) محدودیت نیروی انسانی، ابزار و بودجه را در تصمیم‌گیری میان نگهداری پیشگیرانه و پیش‌بینانه در نظر گرفتند. گلستانی و همکاران (Golestani et al., 2023) نیز در مدل پویایی سیستم یک مزرعه بادی فراساحلی، زوال دارایی‌ها، خرابی، تعمیر، توقف و زیان تولید را در ساختاری پویا به یکدیگر مرتبط کردند. این مطالعات، پشتوانه به‌کارگیری پویایی سیستم برای تحلیل پیامدهای پایین‌دستی در پژوهش حاضر را فراهم می‌کنند.

مطالعات داخلی نیز بخش‌هایی از این مسئله را پوشش داده‌اند. صالحیان و جهان (Salehian & Jahan, 2022) چارچوب نگهداری مبتنی بر قابلیت اطمینان را در سامانه کاهش فشار گاز بررسی کردند و حمصیان اتفاق (Hemmasian Etefagh, 2022) با رویکرد پویایی سیستم، مدیریت بهره‌وری ماشین‌آلات و نقش توقف و عوامل فنی-مدیریتی را مدل‌سازی کرد. توکلی‌مقدم و همکاران (Tavakkoli et al., 2022) زمان‌بندی کار کارگاهی بلادرنگ را با نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه پویا و یادگیری ماشین تلفیق کردند. شمس و همکاران (Shams et al., 2025) هزینه و چرخه عمر راهبردهای نگهداری اصلاحی، پیشگیرانه و پیش‌بینانه را مقایسه کردند و زارعی و کشاورزی (Zarei & Keshavarzi, 2026) موانع توسعه نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه پایدار را در تجهیزات یک مجتمع پتروشیمی تحلیل کردند. این مطالعات بر قابلیت اطمینان، بهره‌وری، اقتصاد و الزامات استقرار تمرکز دارند، اما وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی و انتقال آن به تمرکز زمانی تقاضای مشترک موضوع اصلی آن‌ها نیست.

برآیند ادبیات نشان می‌دهد که دانش موجود در سه سطح پیش‌بینی، هماهنگی منابع و پیامدهای پویای نگهداری توسعه یافته است. بااین‌حال، پیوند ساختاری میان وابستگی خطاهای پیش‌بینی در سطح دارایی و پیامدهای آن در سطح کل سامانه به‌صورت یکپارچه آزمون نشده است. به‌طور مشخص، روشن نیست که افزایش وابستگی، با ثابت‌بودن حجم تقاضا، چگونه می‌تواند درخواست‌ها را در دوره‌های کوتاه‌تری متمرکز و از مسیر ظرفیت مشترک، فاصله میان عملکرد معمول و شرایط بحرانی را افزایش دهد.

جدول ۱ ابعاد شکاف و جایگاه پژوهش حاضر را در میان جریان‌های پژوهشی مرتبط نشان می‌دهد.

جدول ۱. مقایسه جریان‌های پژوهشی مرتبط و تبیین مرز پژوهش حاضر

Table 1. Comparison of related research streams and delineation of the present study's scope

مطالعه/جریان	تمرکز اصلی	ارتباط با مسئله حاضر	مرز نسبت به پژوهش حاضر
Jardine et al., 2026 Tamssaouet et al., 2023 Lee & Mitici, 2023	پیش‌بینی RUL و تصمیم نگهداری	پیوند پیش‌بینی با تصمیم مداخله	وابستگی بین‌دارایی خطا و تمرکز زمانی با حجم ثابت را بررسی نمی‌کند.
de Pater & Mitici (2021, 2027) Crespo del Castillo et al., 2023 Crespo del Castillo & Parlikad, 2024	نگهداری مجموعه دارایی‌ها با منابع محدود	RUL احتمالی، ظرفیت مشترک و یا قطعات یدکی	اثر وابستگی خطای پیش‌بینی را با ثابت نگه‌داشتن حجم کل تقاضای PM ایزوله نمی‌کند.
Tseremoglou et al., 2022	عدم‌قطعیت پیش‌بینی در زمان‌بندی نگهداری هواپیما	اثر دقت/عدم‌قطعیت پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده بر برنامه نگهداری	عدم‌قطعیت حاشیه‌ای هر پیش‌بینی را بررسی می‌کند، نه وابستگی خطاها میان دارایی‌ها.
Zeng & Liang, 2026	نگهداری گروهی پیش‌بینانه با یادگیری تقویتی	گروه‌بندی هدفمند فعالیت‌ها و وابستگی‌های اقتصادی	تمرکز فعالیت‌ها نتیجه تصمیم برنامه‌ریزی‌شده است، نه هم‌زمانی ناخواسته ناشی از وابستگی خطا.
Fang & Pan, 2021 Chen et al., 2026	کوپولا و وابستگی در قابلیت اطمینان/RUL	اهمیت ساختار وابستگی و وابستگی دنباله‌ای در مدل‌سازی زوال و RUL	وابستگی را برای برآورد قابلیت اطمینان/ RUL مدل می‌کند، نه انتقال وابستگی خطای پیش‌بینی به ازدحام ظرفیت مشترک.
Linnéusson et al., 2018 Yıldız & Soylu, 2023 Golestani et al., 2023	پویایی سیستم در نگهداری، منابع و عملکرد	تأخیرها، بازخوردها و محدودیت منابع	وابستگی خطای پیش‌بینی و طراحی ریسک انتهایی با تقاضای ثابت مدل وجود ندارد.
Salehian & Jahan, 2022 Hemmasian Etefagh, 2022 Zarei & Keshavarzi, 2026	قابلیت اطمینان، پویایی سیستم، بهره‌وری و استقرار نگهداری	زمینه داخلی و مطالعات مرتبط نشریه	سازوکار وابستگی خطا ← تمرکز زمانی ← ریسک انتهایی موضوع اصلی این مطالعات نیست.
پژوهش حاضر	وابستگی خطای RUL و ریسک انتهایی در ظرفیت مشترک	حجم ثابت تقاضا، تمرکز زمانی، صف/ظرفیت و پویایی سیستم	زنجیره وابستگی خطا ← تمرکز زمانی ← ازدحام ظرفیت ← ریسک انتهایی را ایزوله و شرایط مرزی آن را آزمون می‌کند.

بر پایه جدول بالا تمایز پژوهش حاضر در آزمون زنجیره «وابستگی خطا ← تمرکز زمانی تقاضا ← فشار بر ظرفیت مشترک ← ریسک در بخش انتهایی توزیع» تحت حجم ثابت تقاضاست.

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش با پویایی سیستم، رفتار یک سامانه چنددارایی با ظرفیت مشترک نگهداری و تعمیرات را بررسی می‌کند. برای جداسازی اثر تمرکز زمانی از حجم تقاضا، مجموع تقاضای پیش‌بینانه در همه سناریوها ثابت و فقط ساختار وابستگی خطا و توزیع زمانی ورودها متفاوت نگه داشته شد.

۳-۱- طراحی پژوهش، مرز سیستم و مفروضات اصلی

مرز پژوهش، سامانه‌ای بسته و متشکل از ۱۲۰ دارایی را در بر می‌گیرد. این مرز، ورود برون‌زای تقاضای نگهداری پیش‌بینانه حاصل از برآورد عمر مفید باقی‌مانده، وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی، ورود به نگهداری و تعمیرات، وقوع خرابی اضطراری، رقابت برای ظرفیت مشترک تعمیرات، پاسخ انطباقی ظرفیت، زوال دارایی‌ها بر اثر

اضافه‌بار و بازگشت آن‌ها به خدمت پس از تعمیر را شامل می‌شود. در زمان صفر، هر ۱۲۰ دارایی سالم و در حال بهره‌برداری‌اند و موجودی دارایی‌های زوال‌یافته، صف‌های نگهداری پیش‌بینانه و اضطراری، تعداد دارایی‌های تحت تعمیر و ظرفیت اضافی فعال، همگی برابر صفر هستند. افق شبیه‌سازی ۲۸۰ چرخه است و گام زمانی و تناوب ثبت خروجی‌ها هر دو برابر با یک چرخه در نظر گرفته شدند؛ بنابراین، برای هر متغیر ۲۸۱ نقطه زمانی، از چرخه صفر تا چرخه ۲۸۰، ذخیره می‌شود.مفروضات اصلی به‌گونه‌ای تعریف شدند که منشأ شوک تقاضا، محدودیت ظرفیت و فرآیندهای جذب و بازیابی فشار از یکدیگر تفکیک‌پذیر باشند. این مفروضات در **جدول ۲** خلاصه شده‌اند و مقادیر کامل پارامترها، واحدهای اندازه‌گیری و شرایط اولیه در پیوست الف گزارش می‌شوند.

جدول ۲. مفروضات اصلی و مرزهای ساختاری مدل

Table 2. Main assumptions and structural boundaries of the model

مفروضه	صورت‌بندی در مدل	دلیل مدل‌سازی
سامانه بسته با تعداد ثابت دارایی‌ها	سامانه شامل ۱۲۰ دارایی است و هیچ ورود یا خروج برون‌زایی برای دارایی‌ها در نظر گرفته نمی‌شود.	حفظ تراز فیزیکی سامانه و تفکیک اثر فعالیت‌های نگهداری از تغییر در تعداد کل دارایی‌ها.
بار کاری کل ثابت	بار کاری موردنیاز سامانه برابر با ۱۲۰ واحد و در طول شبیه‌سازی ثابت است. این بار میان دارایی‌های عملیاتی مؤثر توزیع می‌شود.	اطمینان از اینکه افزایش بار کاری هر دارایی از کاهش تعداد دارایی‌های در دسترس ناشی می‌شود، نه افزایش تقاضای کاری.
تقاضای نگهداری پیش‌بینانه برون‌زا	برای هر یک از پنج سطح وابستگی، یک سری زمانی تثبیت‌شده از ورود درخواست‌های نگهداری پیش‌بینانه به مدل اعمال می‌شود. مجموع درخواست‌ها در هر سری برابر با ۱۲۰ است.	تفکیک اثر تمرکز زمانی تقاضا از اثر تغییر حجم کل تقاضای نگهداری.
خروج کامل دارایی از خدمت پس از فعال‌شدن نگهداری پیش‌بینانه	سهم خروج از خدمت پس از فعال‌شدن درخواست نگهداری پیش‌بینانه برابر با یک است؛ بنابراین، دارایی منتظر تعمیر در شمار دارایی‌های عملیاتی مؤثر قرار نمی‌گیرد.	ارائه تعریفی محافظه‌کارانه از دسترس‌پذیری و رفع ابهام درباره وضعیت عملیاتی دارایی‌های موجود در صف.
ظرفیت مشترک تعمیرات	ظرفیت پایه شامل ۴ ایستگاه تعمیراتی است و امکان تعمیر هم‌زمان حداکثر ۴ دارایی را فراهم می‌کند. ظرفیت ذخیره دائمی برابر صفر است و ظرفیت اضافی فقط به‌صورت درون‌زا و در پاسخ به فشار بر ظرفیت فعال می‌شود. صف‌های نگهداری پیش‌بینانه و اضطراری نیز از ظرفیت آزاد مشترک استفاده می‌کنند.	جلوگیری از شمارش مضاعف ظرفیت و مدل‌سازی رقابت میان دو نوع تقاضای نگهداری برای منابع تعمیراتی مشترک.
تأخیرهای عملیاتی لحاظ‌شده در مدل	میانگین زمان تعمیر، تأخیر فعال‌سازی و آزادسازی ظرفیت و تأخیر انتقال اثر بار کاری به زوال، هر یک برابر با ۵چرخه در نظر گرفته شده‌اند.	جلوگیری از پاسخ آنی مدل و بازنمایی اینرسی موجود در فرآیندهای تعدیل ظرفیت، تعمیر و زوال.
زوال غیرخطی در شرایط اضافه‌بار	فشار زوال تنها زمانی از مقدار پایه فراتر می‌رود که بار کاری تأخیردار از سطح پایه یک بیشتر شود. اثر اضافه‌بار نیز به‌صورت غیرخطی و درجه دوم صورت‌بندی شده است.	پرهیز از فرض وجود رابطه خطی میان نوسان‌های کوچک بار کاری و زوال دارایی‌ها و تمرکز بر پیامدهای اضافه‌بار معنادار.
غیرفعال‌بودن خرابی حین انتظار در حالت پایه	با توجه به اینکه سهم خروج دارایی از خدمت پس از فعال‌شدن نگهداری پیش‌بینانه برابر با یک است، جریان خرابی دارایی‌های منتظر تعمیر در پیکربندی پایه برابر صفر خواهد بود.	اطمینان از اینکه رفتار حالت پایه به مسیری نسبت داده نمی‌شود که در ساختار آن سناریو غیرفعال است.

در پیکربندی پایه، ضریب وابستگی صرفاً ورودی آزمایشی برونزا برای تعیین ساختار وابستگی است؛ ظرفیت اضافی فقط در واکنش به فشار و با تأخیر فعال می‌شود و مسیر خرابی حین انتظار عمداً غیرفعال است. بنابراین، نتایج **بخش ۴** باید در چارچوب همین مرزهای ساختاری تفسیر شوند.

۳-۲- منبع داده‌ها و طراحی سناریوهای وابستگی

داده‌های پایه از زیرمجموعه FD001 مجموعه داده C-MAPSS ناسا استخراج شد (Saxena et al., 2008). صد موتور آموزش اصلی، به‌صورت طبقه‌بندی‌شده بر حسب چندک طول عمر و با بذر ۲۰۲۶۰۸۱۹، در سطح موتور به ۸۰ موتور برای توسعه مدل و ۲۰ موتور برای اعتبارسنجی تقسیم شدند؛ مجموعه آزمون رسمی FD001 در آموزش، تنظیم مدل یا استخراج باقی‌مانده‌های پیش‌بینی به‌کار نرفت.

مدل تقویت گرادیانی سبک[1] با تابع زیان قدر مطلق L1 بر پایه ۵۶ ویژگی علّی استخراج‌شده از ۱۴ حسگر آموزش داده شد (Ke et al., 2017). این ویژگی‌ها شامل مقدار جاری، میانگین متحرک ۵ و ۲۰ چرخه‌ای و تغییر ۵ چرخه‌ای بودند. برای انتخاب ابرپارامترها، سه ترکیب از پیش تعیین‌شده با استفاده از اعتبارسنجی متقابل سه‌بخشی گروه‌بندی‌شده[2] و با شناسه موتور به‌عنوان متغیر گروه‌بندی مقایسه شدند. ترکیب منتخب شامل تعداد برگ‌ها برابر ۱۵، حداقل تعداد نمونه در هر گره فرزند برابر ۴۰ و ضریب منظم‌سازی L2 برابر ۱ بود. مدل نهایی با ۳۰۰ درخت، نرخ یادگیری ۰/۰۴، سهم ویژگی و نمونه برابر ۰/۹، تناوب نمونه‌گیری برابر ۱ و بذر ۲۰۲۶۰۸۱۹ برازش شد.

در ۴۱۱۱ مشاهده اعتبارسنجی، میانگین قدر مطلق خطا[3] برابر با ۳۰/۹۷۶ چرخه، ریشه میانگین مربعات خطا[4] برابر با ۴۱/۲۰۰ چرخه، ضریب تعیین R^2 برابر با ۰/۶۱۶ و میانگین سوگیری برابر با ۲/۹۸۸ چرخه به‌دست آمد. باقی‌مانده پیش‌بینی به‌صورت تفاوت میان عمر مفید باقی‌مانده پیش‌بینی‌شده و مقدار واقعی تعریف شد و مبنای ساخت سناریوها قرار گرفت.

وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی با استفاده از کوپولای گاوسی تک‌عاملی اعمال شد (Nelsen, 2006). در روابط زیر، $Z_{0,t}$ عامل مشترک و $\varepsilon_{i,t}$ مؤلفه مختص دارایی i در زمان t هستند که از توزیع نرمال استاندارد نمونه‌گیری می‌شوند و از یکدیگر مستقل‌اند. تابع چندک تجربی F_b^{-1} باقی‌مانده‌های پیش‌بینی در بازه b از عمر واقعی است. پس از تبدیل متغیر نرمال وابسته $Z_{i,t}$ به احتمال تجمعی $U_{i,t}$ با تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد Φ، این مقدار با استفاده از درون‌یابی خطی به صدک متناظر در تابع چندک تجربی نگاشت شد.

$$Z_{i,t} = \sqrt{\rho}\, Z_{0,t} + \sqrt{1-\rho}\, \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

$$U_{i,t} = \Phi\left(Z_{i,t}\right) \quad (۲)$$

$$e_{i,t} = F_b^{-1}\left(U_{i,t}\right) \quad (۳)$$

$$\widehat{RUL}_{i,t} = RUL_{i,t} + e_{i,t} \quad (۴)$$

هشت بازه عمر واقعی شامل ۰-۲۵، ۲۶-۵۰، ۵۱-۷۵، ۷۶-۱۰۰، ۱۰۱-۱۲۵، ۱۲۶-۱۵۰، ۱۵۱-۲۰۰ و بیش از ۲۰۰ چرخه بودند. پارامتر وابستگی ρ در پنج سطح ۰، ۰/۲، ۰/۴، ۰/۶ و ۰/۸ در نظر گرفته شد. ρ یک محرک آزمایشی کنترل‌شده است و برآورد مستقیم از C-MAPSS یا یک سامانه چندداراییِ صنعتی نیست؛ بنابراین این سطوح به‌عنوان پوشش تنش از استقلال تا وابستگی قوی تفسیر می‌شوند، نه دامنه کالیبره‌شده صنعتی. برای تفسیر رتبه‌ای، رابطه $\tau = \frac{2}{\pi}\arcsin(\rho)$ به مقادیر تقریبی ۰، ۰/۱۲۸، ۰/۲۶۲، ۰/۴۱ و ۰/۵۹ برای ضریب τ کندال[5] منجر می‌شود. مجموعه FD001 مسیرهای عمر مستقل موتور را فراهم می‌کند و برای برآورد همبستگی هم‌زمان خطاهای یک سامانه چندداراییِ طراحی نشده است؛ ازاین‌رو، از هم‌ترازسازی مصنوعی موتورها برای تولید یک ρ میدانی خودداری شد. برای سنجش حساسیت نتایج به فرض وابستگی گاوسی، کوپولای t استیودنت[6] با وابستگی دنباله‌ای نیز در تحلیل تکمیلی آزمون شد. عمر مفید باقی‌مانده اولیه از توزیع یکنواخت گسسته ۳۵ تا ۲۱۰ چرخه نمونه‌گیری شد و آستانه فعال‌سازی نگهداری

[1] LightGBM
[2] GroupKFold
[3] Mean Absolute Error (MAE)
[4] Root Mean Squared Error (RMSE)
[5] Kendall's τ
[6] Student-t Copula

پیش‌بینانه ۳۰ چرخه بود. مؤلفه‌های تصادفی متناظر با هر بذر در همه سطوح مشترک نگه داشته شدند.

پنج سری ثابت مورد استفاده در مدل پویایی سیستم از میان تکرارهای آزمایش مقدماتی انتخاب نشدند، بلکه به‌صورت یک تحقق مرجع ثابت و بازتولیدپذیر تولید شدند. بذر نهایی ۲۰۲۶۱۰۴۸ از میان ۱۰۰ بذر کاندید و بر اساس انطباق با میانگین بیشینه تعداد ورود و میانگین ضریب فانو حاصل از آزمایش مونت‌کارلو با ۴۰۰ تکرار انتخاب شد. ضریب فانو، نسبت واریانس به میانگین تعداد ورودها در طول زمان را نشان می‌دهد. انتخاب بذر همچنین مشروط به حفظ روند غیرکاهشی تمرکز زمانی با افزایش ρ و ایجاد دقیقاً ۱۲۰ ورود در هر سناریو بود. هیچ‌یک از خروجی‌های مدل پویایی سیستم در انتخاب بذر دخالت نداشت. هر سری ۲۸۱ نقطه زمانی را در افق ۲۸۰ چرخه در بر می‌گیرد و مجموع ورودها و فعال‌سازی‌های نگهداری پیش‌بینانه در همه سناریوها دقیقاً برابر ۱۲۰ است؛ بنابراین، سناریوها فقط از نظر وابستگی خطاها و نحوه توزیع زمانی حجم ثابت تقاضا با یکدیگر تفاوت دارند. مشخصات سری‌های نهایی در **جدول ۳** ارائه شده است.

در پیاده‌سازی مدل، آستانه‌های ۰/۱، ۰/۳، ۰/۵ و ۰/۷ برای نگاشت مقدار ρ به پنج سری تثبیت‌شده به‌کار رفتند و بین این سطوح هیچ‌گونه درون‌یابی انجام نشد. افزایش ρ تعداد ورودها را در همه چرخه‌ها به‌طور یکنواخت افزایش یا کاهش نمی‌دهد، بلکه موجب انتخاب سری زمانی متفاوتی با حجم کل تقاضای یکسان و درجه متفاوتی از تمرکز زمانی می‌شود. ازاین‌رو، رابطه میان ρ و ورود تقاضای نگهداری پیش‌بینانه در هر چرخه، قطبیت ثابت مثبت یا منفی ندارد و در نمودار علّی بدون قطبیت نمایش داده می‌شود. سناریوی ρ برابر ۰/۸ نیز، به‌عنوان متمرکزترین الگوی ورود، مبنای آزمون‌های حذف سازوکار و تحلیل حساسیت تک‌پارامتری قرار گرفت.

۳-۳- ساختار حلقه‌های علّی و منطق بازخوردی

ساختار مدل بر پایه یک زنجیره منطقی «نیاز-سازوکار» توسعه یافت و از افزودن دلخواه متغیرها پرهیز شد. در گام نخست، وابستگی خطاهای RUL به‌عنوان یک محرک برون‌زا تعریف شد تا اثر آن از تغییرات حجم کل تقاضا تفکیک شود. در گام دوم، این محرک تنها از طریق زمان‌بندی فعال‌سازی‌های نگهداری پیش‌بینانه وارد صف می‌شود؛ در این بخش، صف‌های نگهداری پیش‌بینانه و اضطراری برای استفاده از ظرفیت مشترک تعمیر با یکدیگر رقابت می‌کنند. این ساختار با منطق تصمیم‌گیری نگهداری مبتنی بر RUL و محدودیت منابع مشترک سازگار است.

در گام سوم، تأخیر در پاسخ ظرفیت، تخصیص ظرفیت، بار کاری، زوال، خرابی و تعمیر به‌عنوان سازوکارهای درون‌زایی در نظر گرفته شدند که می‌توانند فشار ایجادشده را جذب، تشدید یا به بخش‌های دیگر سامانه منتقل کنند. این روابط نیز با ادبیات پویایی سیستم در حوزه نگهداری و عملکرد تولید هم‌خوانی دارند. در گام چهارم، پیامدهای مدل با استفاده از شاخص‌هایی مانند طول صف، فشار ظرفیت، دسترس‌پذیری و معیارهای انتهایی ارزیابی شدند.

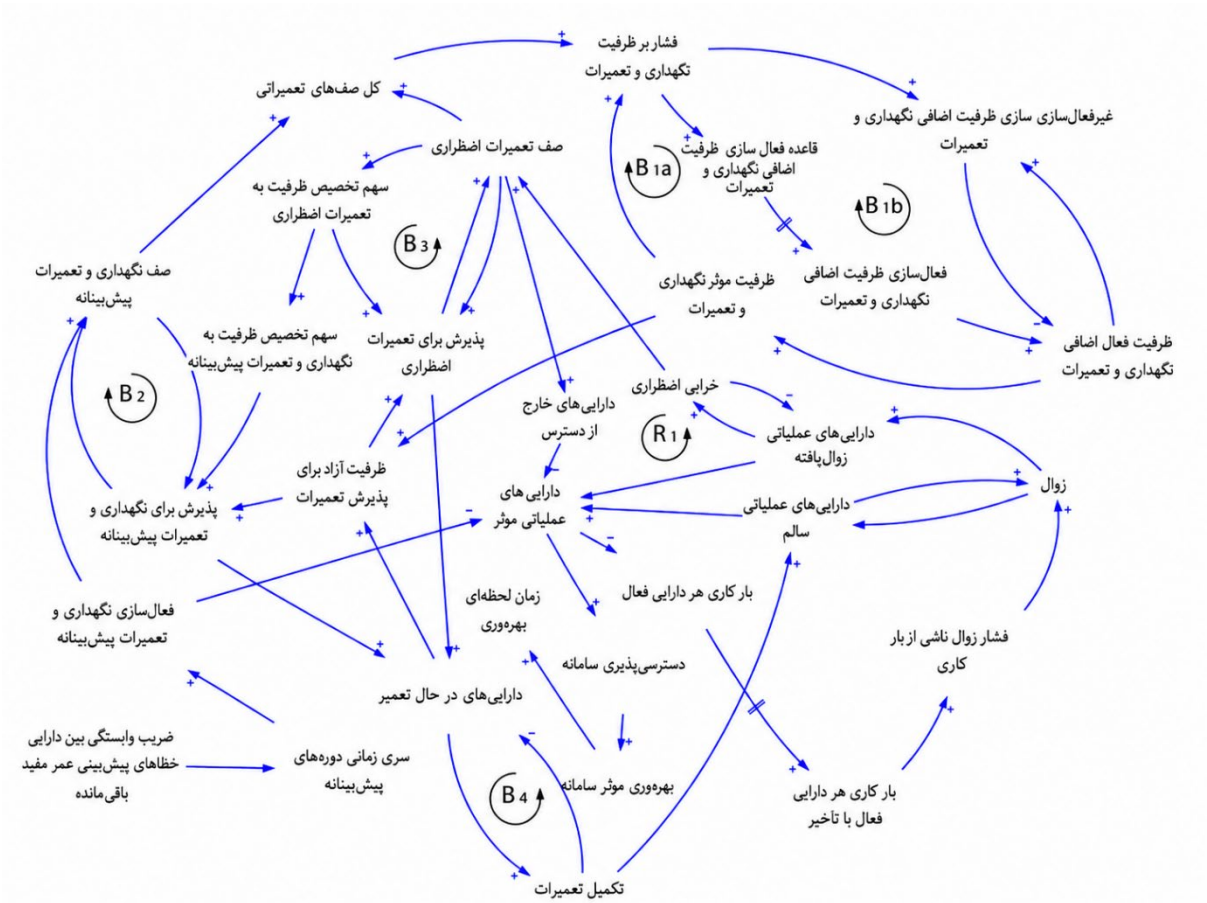
برای هر یک از پیوندهای اصلی مدل، یک آزمون متناظر در بخش اعتبارسنجی یا تحلیل استواری در نظر گرفته شد؛ به‌گونه‌ای که کنترل ثابت‌بودن حجم تقاضا برای مسیر ورودی، آزمون حذف سازوکار برای حلقه‌های درون‌زا، کنترل تراز و ظرفیت برای ساختار انباشت–جریان، و آزمون‌های ساختاری تکمیلی برای مفروضات مربوط به تأخیر، منابع، ناهمگنی دارایی‌ها، قطعات یدکی و تولید انجام شد.

نمودار حلقه‌های علّی در **شکل ۱** شش حلقه بازخوردی درون‌زا را در قالب سه بلوک رفتاری نشان می‌دهد: پاسخ انطباقی ظرفیت، تخصیص ظرفیت مشترک میان صف‌های نگهداری پیش‌بینانه و اضطراری، و تعامل زوال و خرابی با تعمیر و بازگشت دارایی‌ها به خدمت. این ساختار، عامل برون‌زای شکل‌دهنده تمرکز زمانی تقاضا را از سازوکارهای درون‌زای جذب فشار، تخصیص ظرفیت و انتقال پیامدها تفکیک می‌کند. بر این اساس، ضریب وابستگی ρ خارج از حلقه‌های بازخوردی قرار می‌گیرد و الگوی زمانی ورود تقاضای نگهداری پیش‌بینانه را تعیین می‌کند؛ درحالی‌که پاسخ سامانه به این تقاضا از طریق حلقه‌های درون‌زای مدل شکل می‌گیرد.

جدول ۳. مشخصات سناریوهای وابستگی با حجم ثابت تقاضای نگهداری پیش‌بینانه

Table 3. Specifications of dependence scenarios with a fixed volume of predictive-maintenance demand

ضریب وابستگی (ρ)	مجموع درخواست‌های نگهداری پیش‌بینانه	تعداد چرخه‌های دارای ورود درخواست	بیشترین تعداد درخواست ورودی در یک چرخه
۰	۱۲۰	۹۶	۴
۰/۲	۱۲۰	۷۵	۶
۰/۴	۱۲۰	۶۶	۸
۰/۶	۱۲۰	۵۲	۱۲
۰/۸	۱۲۰	۳۵	۱۵



شکل ۱. نمودار حلقه‌های علّی مدل پژوهش: محرک برون‌زای وابستگی خطاها و شش حلقه بازخوردی درون‌زا در سه بلوک رفتاری.

Figure 1. Causal-loop diagram of the study model: exogenous error dependence and six endogenous feedback loops in three behavioral blocks.

۳-۳-۱- پاسخ انطباقی ظرفیت: حلقه‌های B1a و B1b

در حلقه B1a، انباشته‌شدن تقاضا در صف‌های نگهداری پیش‌بینانه و اضطراری، فشار بر ظرفیت مؤثر را افزایش می‌دهد. هنگامی که این فشار از آستانه یک فراتر رود، نیاز به ظرفیت اضافی فعال می‌شود. ظرفیت جدید پس از یک تأخیر زمانی در دسترس قرار می‌گیرد و با افزایش ظرفیت مؤثر، فشار بر سامانه را کاهش می‌دهد؛ بنابراین، B1a یک حلقه موازنه‌کننده است. حلقه B1b فرآیند آزادسازی ظرفیت اضافی را تنظیم می‌کند. تا زمانی که فشار بر ظرفیت برابر یا بیشتر از یک باشد، ظرفیت اضافی حفظ می‌شود؛ اما با کاهش فشار به کمتر از این آستانه، ظرفیت

فعال بر اساس ثابت زمانی آزادسازی به‌تدریج کاهش می‌یابد. درنتیجه، ظرفیت اضافی با تأخیر فعال می‌شود و پس از پایان دوره اوج نیز به‌صورت تدریجی از مدار خارج می‌شود.

۳-۳-۲- رقابت میان دو صف برای ظرفیت مشترک: حلقه‌های B2 و B3

حلقه B2 از طریق پذیرش دارایی‌های منتظر تعمیر، صف نگهداری پیش‌بینانه را تعدیل می‌کند؛ بااین‌حال، تعداد دارایی‌های پذیرفته‌شده نمی‌تواند از سهم تخصیص‌یافته این صف از ظرفیت آزاد مشترک فراتر رود. در حلقه B3، افزایش صف اضطراری موجب می‌شود قاعده اولویت، سهم بیشتری از ظرفیت آزاد را به تعمیرات اضطراری اختصاص دهد و افزایش تعداد دارایی‌های پذیرفته‌شده برای تعمیرات اضطراری به کاهش این صف منجر شود. سهم‌های تخصیص‌یافته به دو صف مکمل یکدیگرند و مجموع آن‌ها همواره برابر با یک است. ازاین‌رو، تغییر اولویت تنها نحوه توزیع ظرفیت موجود میان دو صف را تغییر می‌دهد و ظرفیت جدیدی ایجاد نمی‌کند. این تفکیک امکان می‌دهد اثر تخصیص ظرفیت، مستقل از اثر افزایش ظرفیت، بررسی شود.

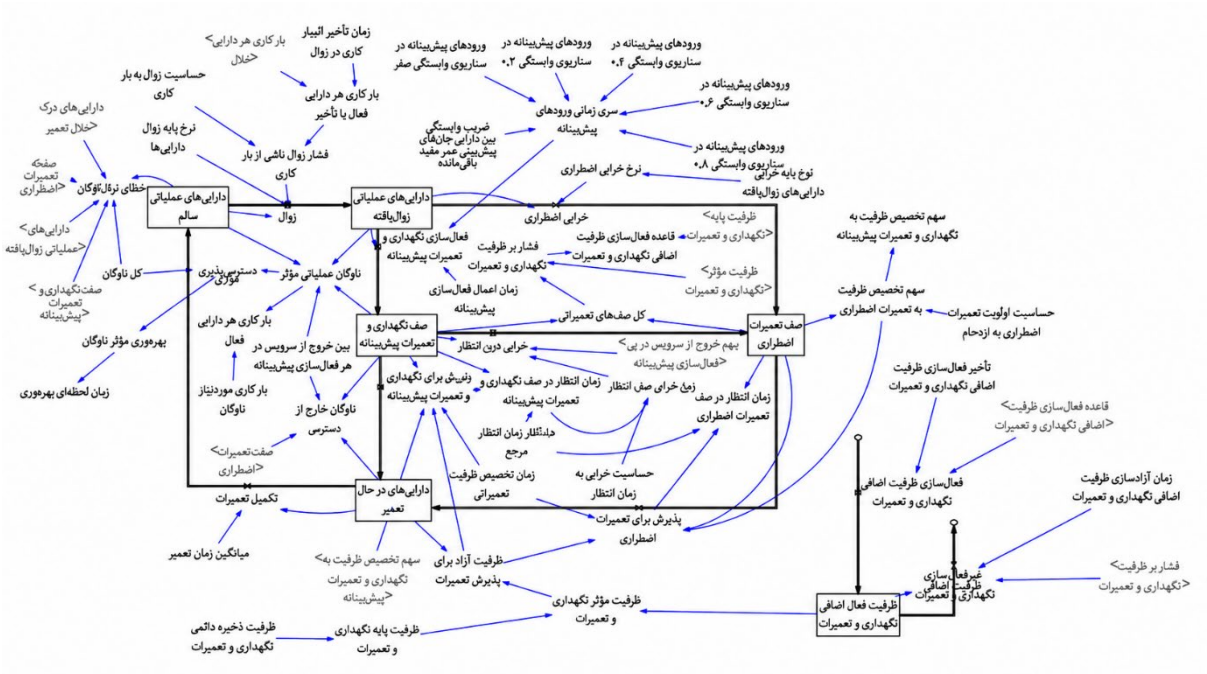
۳-۳-۳- زوال، خرابی و بازیابی دارایی‌ها: تقابل حلقه‌های R1 و B4

حلقه R1 مسیر تقویتی زوال و خرابی را نشان می‌دهد. کاهش تعداد دارایی‌های عملیاتی مؤثر، بار کاری هر دارایی فعال را افزایش می‌دهد. این افزایش پس از یک تأخیر زمانی به فشار زوال منتقل می‌شود و با عبور بار کاری از آستانه اضافه‌بار، اثری غیرخطی بر زوال دارایی‌ها می‌گذارد. افزایش زوال، تعداد دارایی‌های زوال‌یافته و در پی آن، خرابی‌های اضطراری را بیشتر می‌کند. خرابی‌های جدید نیز با کاهش بیشتر تعداد دارایی‌های عملیاتی، بار کاری هر دارایی را افزایش می‌دهند و حلقه را تقویت می‌کنند. در مقابل، حلقه B4 فرآیند بازیابی را نشان می‌دهد. افزایش تعداد دارایی‌های تحت تعمیر، نرخ تکمیل تعمیرات را افزایش می‌دهد و دارایی‌های تعمیرشده را به وضعیت سالم و عملیاتی بازمی‌گرداند. درنتیجه، تعداد دارایی‌های در دسترس افزایش و بار کاری هر دارایی و فشار زوال کاهش می‌یابد. در مجموع، تمرکز زمانی تقاضا صف و فشار بر ظرفیت را افزایش می‌دهد؛ پاسخ انطباقی و قاعده اولویت بخشی از فشار را جذب و توزیع می‌کنند؛ کاهش دارایی‌های عملیاتی می‌تواند حلقه بار کاری-زوال-خرابی را فعال کند؛ و تکمیل تعمیرات، فرآیند بازیابی دارایی‌ها را تقویت می‌کند. این تفکیک مبنای آزمون‌های حذف سازوکار است.

۳-۴- ساختار انباشت–جریان مدل

ساختار کمی مدل در نمودار انباشت-جریان **شکل ۲** نمایش داده شده است. این ساختار پنج انباشت فیزیکی دارد: دارایی‌های عملیاتی سالم، دارایی‌های عملیاتی زوال‌یافته، صف نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه، صف تعمیرات اضطراری و دارایی‌های تحت تعمیر. افزون بر این، ظرفیت اضافی فعال نگهداری و تعمیرات به‌صورت یک انباشت سیاستی مستقل در نظر گرفته شده است. ازآنجاکه این ظرفیت نشان‌دهنده منابع تعمیراتی است، نه دارایی فیزیکی، در تراز ۱۲۰ دارایی سامانه وارد نمی‌شود. برای کنترل این تراز، متغیر «خطای تراز دارایی‌ها» تعریف شده است؛ این متغیر فقط ثابت‌ماندن تعداد کل دارایی‌ها را بررسی می‌کند و هیچ اثری بر رفتار مدل ندارد.

ویژگی مهم این ساختار، استفاده مشترک دو صف از ظرفیت آزاد تعمیرات است. ظرفیت آزاد، بخشی از ظرفیت مؤثر است که هنوز به دارایی‌های تحت تعمیر اختصاص نیافته است و مقدار آن نمی‌تواند منفی شود. پذیرش دارایی‌ها از صف‌های نگهداری پیش‌بینانه و اضطراری از همین ظرفیت انجام می‌شود، اما سهم هر صف بر اساس قاعده تخصیص تعیین می‌گردد. بنابراین، ظرفیت اشغال‌شده تا پایان تعمیر دوباره قابل استفاده نیست و یک واحد ظرفیت نمی‌تواند هم‌زمان به هر دو صف اختصاص یابد. در حالت پایه، دارایی به‌محض فعال‌شدن درخواست نگهداری پیش‌بینانه به‌طور کامل از خدمت خارج می‌شود و دیگر جزو دارایی‌های عملیاتی مؤثر نیست. به همین دلیل، جریان «خرابی حین انتظار» در این حالت صفر است، هرچند این مسیر برای بررسی پیکربندی‌های دیگر در ساختار عمومی مدل حفظ شده است. درنتیجه، افزایش صف اضطراری در حالت پایه فقط از مسیر فعال زوال و خرابی دارایی‌ها شکل می‌گیرد.



شکل ۲. نمودار انباشت–جریان مدل نهایی پژوهش.

Figure 2. Stock-and-flow diagram of the final study model.

۳-۵- روابط و معادلات اصلی

برای اختصار، همه متغیرها تابع زمان در نظر گرفته شده‌اند و نماد t جز در موارد ضروری نوشته نمی‌شود. انباشت‌های فیزیکی مدل شامل دارایی‌های عملیاتی سالم H، دارایی‌های عملیاتی زوال‌یافته D، صف‌های نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه و اضطراری Q_p و Q_e و دارایی‌های در حال تعمیر R است. ظرفیت اضافی فعال C_x نیز یک انباشت سیاستی است و در تراز فیزیکی دارایی‌ها وارد نمی‌شود. جریان‌های فعال‌سازی پیش‌بینانه با A^{PD} و A^{PH}، پذیرش تعمیراتی با J_p و J_e، زوال و خرابی با G و F، خرابی حین انتظار با F_w و تکمیل تعمیر با K نشان داده می‌شوند. روابط کامل اجرایی، واحدها و مقادیر پارامترها در پیوست پ ارائه شده‌اند.

معادلات موازنه. تغییر موجودی دارایی‌های سالم و زوال‌یافته، دو صف تعمیراتی، دارایی‌های در حال تعمیر و ظرفیت اضافی فعال از روابط زیر به دست می‌آید:

$$\frac{dH}{dt} = K - G - A^{PH} \quad (۵)$$

$$\frac{dD}{dt} = G - A^{PD} - F \quad (۶)$$

$$\frac{dQ_p}{dt} = A^{PD} + A^{PH} - J_p - F_w \quad (۷)$$

$$\frac{dQ_e}{dt} = F + F_w - J_e \quad (۸)$$

$$\frac{dR}{dt} = J_p + J_e - K \quad (۹)$$

$$\frac{dC_x}{dt} = I_c - O_c \quad (۱۰)$$

در پیکربندی پایه، خروج دارایی از سرویس پس از فعال‌سازی پیش‌بینانه کامل است؛ بنابراین $\alpha = 1$ و مسیر خرابی حین انتظار غیرفعال است، یعنی $F_w = 0$.

در ساختار عمومی مدل، جریان خرابی حین انتظار به‌صورت $F_{\mathrm{w}} = (1-\alpha) Q_{\mathrm{p}} \lambda_{\mathrm{wait}}(\mathrm{t})$ تعریف می‌شود. در این رابطه مقدار $\eta_w = 0.00111111$ چرخه$^{-2}$ ضریب حساسیت نرخ خرابی به زمان انتظار است و نرخ لحظه‌ای $\lambda_{\mathrm{wait}}(\mathrm{t})$ از ضرب آن در زمان انتظار صف پیش‌بینانه به دست می‌آید؛ بنابراین صفر بودن F_{w} در حالت پایه از $\alpha = 1$ ناشی می‌شود، نه از صفر بودن ضریب حساسیت.

فعال‌سازی پیش‌بینانه و فشار بر ظرفیت. ورودی برون‌زای $I_\rho(t)$ ابتدا دارایی‌های زوال‌یافته را فعال می‌کند و در صورت کافی‌نبودن این موجودی، بخش باقی‌مانده از دارایی‌های سالم و با زمان فعال‌سازی τ_p تأمین می‌شود:

$$A^{PD} = \min\left[I_\rho(t), \frac{D}{\tau_p}\right] \quad (۱۱)$$

$$A^{PH} = \min\left[\max\left(0, I_\rho(t) - A^{PD}\right), \frac{H}{\tau_p}\right] \quad (۱۲)$$

ظرفیت مؤثر از مجموع ظرفیت پایه و ظرفیت اضافی فعال تشکیل می‌شود. فشار بر ظرفیت نسبت مجموع دو صف به ظرفیت مؤثر است و ظرفیت آزاد فقط بخش اشغال‌نشده ظرفیت را در بر می‌گیرد. انباشت «داراییی‌های در حال تعمیر» شامل تمام داراییی‌هایی است که از هر دو صف پیش‌بینانه و اضطراری پذیرش شده‌اند؛ ازاین‌رو، در رابطه $C_{\text{free}} = \max(0, C_{\text{eff}} - R)$ هر دو نوع تعمیر ظرفیت را اشغال می‌کنند و تا زمان تکمیل تعمیر دوباره قابل تخصیص نیستند. این تعریف از شمارش دوباره یک جایگاه تعمیراتی جلوگیری می‌کند:

$$C_{eff} = C_0 + C_x \quad (۱۳)$$

$$P_{cap} = \frac{Q_p + Q_e}{C_{eff}} \quad (۱۴)$$

$$C_{free} = \max(0, C_{eff} - R) \quad (۱۵)$$

تخصیص و تعدیل ظرفیت. سهم اضطراری s_e با اندازه صف اضطراری و ضریب حساسیت β افزایش می‌یابد و سهم پیش‌بینانه s_p مکمل آن است. نرخ پذیرش هر صف نیز به اندازه صف، سهم آن از ظرفیت آزاد و زمان پذیرش τ_a محدود می‌شود:

$$s_e = \min[1, \max(0, \beta Q_e)] \quad (۱۶)$$

$$s_p = 1 - s_e \quad (۱۷)$$

$$J_e = \frac{\min(Q_e, s_e C_{free})}{\tau_a} \quad (۱۸)$$

$$J_p = \frac{\min(Q_p, s_p C_{free})}{\tau_a} \quad (۱۹)$$

ظرفیت اضافی مطلوب G_c تنها در فشارهای بالاتر از یک شکل می‌گیرد. فعال‌سازی و آزادسازی این ظرفیت نیز به‌ترتیب با تأخیرهای τ_{on} و τ_{off} انجام می‌شود:

$$G_c = C_0 \max(0, P_{cap} - 1) \quad (۲۰)$$

$$I_c = \frac{G_c}{\tau_{on}} \quad (۲۱)$$

$$O_c = \frac{C_x}{\tau_{off}} \max[0, 1 - \min(1, P_{cap})] \quad (۲۲)$$

بار کاری، زوال و تعمیر. تعداد داراییی‌های عملیاتی مؤثر N_{eff} مبنای سرشکن‌شدن بار کاری ثابت W_{req} است. اثر بار کاری با تأخیر τ_w وارد فرآیند زوال می‌شود:

$$N_{eff} = H + D + (1 - \alpha) Q_p \quad (۲۳)$$

$$w = \frac{W_{req}}{N_{eff}} \quad (۲۴)$$

$$w_d(t) = \begin{cases} 1, & t < \tau_w, \\ w(t - \tau_w), & t \geq \tau_w. \end{cases} \quad (۲۵)$$

فشار زوال φ فقط در ناحیه اضافه‌بار افزایش می‌یابد. پارامتر γ شدت اثر غیرخطی اضافه‌بار، λ_d و λ_f نرخ‌های پایه زوال و خرابی و τ_r میانگین زمان تعمیر را نشان می‌دهند:

در رابطه $K = \frac{R}{\tau_{\text{r}}}$، پارامتر τ_{r} میانگین زمان اقامت/میانگین زمان تعمیر در مدل تجمیعی انباشت-جریان است؛ بنابراین مدل فرض نمی‌کند که همه داراییی‌ها دقیقاً پس از یک مدت یکسان تعمیر می‌شوند، هرچند توزیع زمان تعمیر در سطح هر دارایی را به صورت جداگانه مدل نمی‌کند.

$$\varphi = 1 + \gamma[\max(0, w_d - 1)]^2 \quad (۲۶)$$

$$G = H \lambda_d \varphi \quad (۲۷)$$

$$F = D \lambda_f \quad (۲۸)$$

$$K = \frac{R}{\tau_r} \quad (۲۹)$$

شاخص‌های عملکرد. دسترس‌پذیری از نسبت داراییی‌های عملیاتی مؤثر به کل داراییی‌ها محاسبه می‌شود. در مدل پایه، «زیان بهره‌وری» تنها به‌عنوان یک شاخص جانشین مبتنی بر دسترس‌پذیری در نظر گرفته شده است و نباید آن را معادل یک تابع تولید کالیبره‌شده تفسیر کرد. برای بررسی این محدودیت، در آزمون استواری تکمیلی، ظرفیت تولید به‌صورت مستقل از دسترس‌پذیری مدل‌سازی شد. در این آزمون، وجود حاشیه ظرفیت به سامانه اجازه می‌دهد بخشی از کاهش دسترس‌پذیری را بدون کاهش متناظر در خروجی تولید جذب کند.

$$Av = \frac{N_{eff}}{N} \quad (۳۰)$$

$$Pr = Av \quad (۳۱)$$

$$L_p = 1 - Pr \quad (۳۲)$$

این صورت‌بندی از تخصیص دوباره ظرفیت اشغال‌شده جلوگیری می‌کند، مکمل‌بودن سهم‌های s_e و s_p را حفظ می‌کند و اثر بار کاری بر زوال را به شرایط اضافه‌بار محدود می‌سازد؛ بنابراین، بازخوردهای **شکل ۱** مستقیماً در مدل اجرایی اعمال شده‌اند.

۳-۶- تنظیمات شبیه‌سازی و شاخص‌های عملکرد

شبیه‌سازی از چرخه صفر تا چرخه ۲۸۰ انجام شد. گام زمانی و فاصله ثبت خروجی‌ها هر دو یک چرخه بود. ظرفیت پایه تعمیرات معادل ۴ جایگاه تعمیراتی، میانگین زمان تعمیر ۵ چرخه، زمان تخصیص ظرفیت و زمان اعمال فعال‌سازی پیش‌بینانه هر یک یک چرخه، و تأخیر اثر بار کاری بر زوال ۵ چرخه در نظر گرفته شد. نرخ پایه زوال و نرخ پایه خرابی دارایی‌های زوال‌یافته به‌ترتیب برابر با ۱/۲۸۰ و ۱/۳۰ در هر چرخه در نظر گرفته شد. ظرفیت ذخیره دائمی صفر بود و هر دارایی پس از فعال‌سازی نگهداری پیش‌بینانه به‌طور کامل از سرویس خارج می‌شد. مقادیر کامل پارامترها، واحدها و شرایط اولیه در پیوست الف ارائه شده‌اند.

شاخص‌ها برای تفکیک رفتار معمول از دوره‌های بحرانی انتخاب شدند. برای صف پیش‌بینانه، میانگین، صدک ۹۵، بیشینه و نسبت بیشینه به میانگین و برای صف اضطراری، میانگین و صدک ۹۵ محاسبه شد. بیشینه فشار بر ظرفیت و ظرفیت اضافی، کمینه دسترس‌پذیری، بیشینه فشار زوال، مجموع خرابی‌های اضطراری و صدک ۹۵ و بیشینه زیان بهره‌وری نیز گزارش شدند. صدک‌ها و بیشینه‌ها از ۲۸۱ مقدار زمانی هر مسیر شبیه‌سازی محاسبه شده‌اند؛ بنابراین، «بخش انتهایی توزیع» در این پژوهش به توزیع زمانی عملکرد در هر سناریو اشاره دارد، نه توزیع نتایج میان تحقق‌های تصادفی متعدد.

۳-۷- توسعه مدل، راستی‌آزمایی و اعتبارسنجی

فرآیند توسعه و ارزیابی مدل در چند لایه انجام شد. در سطح داده، مدل RUL روی موتورهای نگه‌داشته‌شده از فرآیند توسعه ارزیابی شد و شاخص‌های R^2، MAE، RMSE و سوگیری گزارش شدند. در سطح ساختاری پویایی سیستم، سازگاری ابعادی، نامنفی‌بودن انباشت‌ها و جریان‌ها، حفظ تراز دارایی، کران سهم‌های تخصیص، منطق آستانه‌ای ظرفیت و جلوگیری از استفاده دوباره ظرفیت بررسی شد؛ این آزمون‌ها با چارچوب اعتبارسنجی مدل‌های پویایی سیستم ارائه شده توسط بارلاس (Barlas, 1996)، به‌ویژه تأکید آن بر اعتبار ساختاری و آزمون‌های رفتاری مبتنی بر ساختار، سازگارند. در سطح سازوکاری، حذف حلقه‌های منتخب برای تفکیک نقش اجزای درون‌مدلی به‌کار رفت؛ این آزمون‌ها شواهدی درباره نقش سازوکارها در چارچوب ساختار مدل فراهم می‌کنند و نباید به‌عنوان اثبات علیت در دنیای واقعی تفسیر شوند.

در سطح راستی‌آزمایی عددی، همان معادلات، شرایط اولیه و روش حل اویلر در پایتون بازتولید شدند. بیشینه اختلاف سری زمانی صف نسبت به نتایج وِنسیم[1] کمتر از ۰/۰۰۰۰۵ و اختلاف اغلب شاخص‌های دیگر در حدود ۰/۰۰۰۰۰۱ بود. همچنین، پیش از اعمال هر یک از توسعه‌های ساختاری تکمیلی، یک کنترل بازتولید حالت پایه[2] انجام شد: به این معنا که حالت پیش‌فرض کد توسعه‌یافته باید شاخص‌ها و سری‌های زمانی مدل پایه را در محدوده تلرانس عددی بازتولید می‌کرد. این شرط برای توسعه‌های مربوط به تأخیر، منابع تعمیر، α، اندازه سامانه، ساختار کوپولا، ناهمگنی دارایی‌ها، قطعات یدکی و نگاشت تولید برقرار ماند. با این حال، اعتبار بیرونی مدل همچنان به یک آزمایش داده‌آگاه مبتنی بر باقی‌مانده‌های FD001 محدود است و هیچ ادعایی درباره کالیبراسیون کامل زیرسامانه تعمیرگاه با داده‌های یک سایت صنعتی مطرح نمی‌شود.

۳-۸- طراحی آزمون‌های حذف سازوکار و تحلیل حساسیت

برای مشخص‌کردن نقش حلقه‌های بازخوردی، سه آزمون حذف سازوکار انجام شد. در آزمون نخست، فشار زوال ناشی از بار کاری در تمام چرخه‌ها برابر یک قرار گرفت تا حلقه تقویتی زوال غیرفعال شود. در آزمون دوم، سهم تخصیص ظرفیت به تعمیرات اضطراری در مقدار ۰/۰۷۵۵۹۵۴ ثابت نگه داشته شد تا اثر تغییر اولویت تعمیرات در واکنش به ازدحام حذف شود. در آزمون سوم، ظرفیت اضافی فعال در سراسر افق شبیه‌سازی صفر در نظر گرفته شد تا واکنش انطباقی ظرفیت غیرفعال شود. در تمام آزمون‌ها، سری زمانی ورودی و مجموع ۱۲۰ فعال‌سازی پیش‌بینانه ثابت باقی ماند. این کنترل امکان

[1] Vensim
[2] Regression gate

داد تغییرات مشاهده‌شده در خروجی‌ها به حذف سازوکار موردنظر نسبت داده شود، نه به تغییر تقاضای ورودی.

در ادامه، حساسیت مدل نسبت به پنج پارامتر کلیدی در سناریوی $\rho = 0.8$، به‌عنوان متمرکزترین الگوی ورود، بررسی شد. هر پارامتر به‌طور جداگانه در سه سطح پایین، پایه و بالا تغییر کرد و سایر پارامترها در مقادیر پایه ثابت ماندند. در نتیجه، برای هر پارامتر سه اجرا و در مجموع ۱۵ اجرای تک‌پارامتری انجام شد. مقادیر و دامنه تغییر پارامترها در **جدول ۴** ارائه شده است. نرخ پایه زوال و نرخ پایه خرابی دارایی‌های زوال‌یافته به‌ترتیب برابر با ۱/۲۸۰ و ۱/۳۰ در هر چرخه در نظر گرفته شد.

برای بررسی هم‌زمان عدم‌قطعیت پارامترها، پنج پارامتر **جدول ۴** با توزیع یکنواخت در دامنه‌های تعیین‌شده و با استفاده از نمونه‌برداری ابرمکعب لاتین[1] (McKay et al., 1979) در ۵۰۰۰ ترکیب تغییر داده شدند. در این مرحله، ρ برابر با ۰/۸ ثابت نگه داشته شد تا اثر تغییرات پارامترهای عملیاتی از اثر سطح وابستگی تفکیک شود. مدل برای هر ترکیب در کل افق شبیه‌سازی و شاخص‌های **بخش ۳-۶** از خروجی‌ها محاسبه شدند.

برای سنجش اثر هر پارامتر با کنترل اثر سایر پارامترها، ضریب همبستگی رتبه‌ای جزئی[2] محاسبه شد (Marino et al., 2008) و پایداری رتبه‌بندی ضرایب در اندازه نمونه‌های ۱۰۰۰، ۲۵۰۰ و ۵۰۰۰ بررسی شد. سپس دو آزمون جفتی انجام گرفت. در آزمون نخست، هر یک از ۵۰۰۰ بردار پارامتری با استفاده از سری‌های تثبیت‌شده، یک‌بار در ضریب وابستگی صفر و یک‌بار در ۰/۸ اجرا شد؛ به‌گونه‌ای که در هر جفت، فقط سطح وابستگی تغییر می‌کرد.

در آزمون دوم، ۴۰۰ بذر مستقل در بازه ۲۰۲۷۰۰۰۱ تا ۲۰۲۷۰۴۰۰ به‌کار رفت که هیچ‌یک در فرآیند انتخاب سری‌های تثبیت‌شده استفاده نشده بودند. در هر مقایسه جفتی، مؤلفه‌های تصادفی مشترک نگه داشته شدند و حجم کل تقاضا در هر دو سطح وابستگی دقیقاً برابر با ۱۲۰ بود. هر جفت ابتدا با مقادیر پایه پارامترها و سپس با یک بردار مستقل حاصل از نمونه‌برداری ابرمکعب لاتین اجرا شد. نتایج مربوط به عدم‌قطعیت هم‌زمان ورودی‌ها و پارامترهای عملیاتی در **بخش ۴-۷** گزارش شده‌اند.

[1] Latin Hypercube Sampling (LHS)
[2] Partial Rank Correlation Coefficient (PRCC)

۳-۹- آزمون‌های استواری ساختاری تکمیلی

برای ارزیابی استواری نتایج نسبت به مفروضات ساختاری مدل، هشت خانواده آزمون تکمیلی طراحی شد. نخست، تأخیر ثابت انتقال اثر بار کاری بر زوال با تأخیر مرتبه اول و تأخیر توزیع‌شده مرتبه سوم، هر دو با میانگین یکسان پنج چرخه، مقایسه شد. این آزمون مشخصاً نحوه انتقال اثر بار کاری به زوال را بررسی می‌کند. پاسخ ظرفیت اضافی در ساختار پایه از طریق انباشت ظرفیت فعال و نرخ‌های فعال‌سازی و آزادسازی بازنمایی می‌شود و به‌صورت یک DELAY FIXED مستقل تعریف نشده است.

دوم، ظرفیت پایه تعمیر در سطوح ۳، ۴ و ۵ و میانگین زمان تعمیر[3] در سطوح ۴، ۵ و ۶ چرخه بررسی شد. همچنین، کاهش موقت ۲۵ و ۵۰ درصدی ظرفیت آزمون شد. این کاهش موقت به‌عنوان آزمونی برای افت دسترس‌پذیری منابع تعمیرگاه، مانند غیبت نیروی انسانی یا خروج موقت تجهیزات تعمیر، در نظر گرفته شد. اثر کمبود قطعه نیز در آزمونی مستقل بررسی شد تا از اثر MTTR یا ظرفیت اسمی تعمیرگاه تفکیک شود.

سوم، سهم خروج از سرویس پس از فعال‌سازی پیش‌بینانه در $\alpha \in \{1, 0.75, 0.50, 0.25\}$ و حساسیت خرابی حین انتظار در ۰/۵، ۱ و ۲ برابر مقدار پایه بررسی شد.

چهارم، اندازه سامانه در $N \in \{30, 120, 500, 1000\}$ تغییر کرد؛ برای جلوگیری از اختلاط اثر اندازه با کمبود ظرفیت، نسبت ظرفیت پایه به اندازه سامانه روی $\frac{C_0}{N} = \frac{1}{30}$ ثابت و حجم تقاضای پیش‌بینانه برابر با اندازه سامانه نگه داشته شد.

پنجم، علاوه بر کوپولای گاوسی، کوپولای t استیودنت با درجات آزادی $\nu \in \{8, 4\}$ و ضریب τ کندال همسان بررسی شد تا وابستگی دنباله‌ای وارد آزمایش شود.

ششم، ناهمگنی با مدل دوکلاسه و سطوح مختلف تفاوت در زوال، خرابی و زمان تعمیر آزمون شد، درحالی‌که میانگین ساختاری حول حالت پایه حفظ شد.

هفتم، محدودیت صریح قطعات یدکی به‌صورت یک انباشت موجودی با تأخیر تأمین اضافه شد؛ شروع تعمیر علاوه بر ظرفیت آزاد به قطعه در دسترس محدود بود و

[3] Mean Time to Repair (MTTR)

سناریوهای نامحدود[1]، متوسط[2]، محدود[3] و بسیار محدود[4] مقایسه شدند.

هشتم، برای جداکردن تولید از دسترس‌پذیری، خروجی نرمال‌شده به‌صورت $q(t) = \min[1, \frac{Av(t)}{u}]$ تعریف شد (معادل تولید تحقق‌یافته $Q(t) = \min[uN, N_{eff}(t)]$ در واحد ظرفیت) و ضریب بهره‌برداری اسمی $u \in \{0.80, 0.90, 0.95, 1.00\}$ تغییر کرد. در همه آزمون‌ها، مقایسه $\rho = 0.8$ و $\rho = 0$ به‌صورت جفتی با مؤلفه‌های تصادفی مشترک انجام شد و حجم کل تقاضا ثابت باقی ماند. سطوح دقیق ناهمگنی و سناریوهای قطعه در یادداشت انتهای پیوست الف مستند شده‌اند. جزئیات طراحی و نتایج تکمیلی در پیوست ت (جدول ت-۱) آمده است.

۴- نتایج و بحث

۴-۱- ثبات حجم کل تقاضا و افزایش تمرکز زمانی ورودها

کنترل ورودی‌ها نشان داد که در هر پنج سناریو، مجموع ورودها و فعال‌سازی‌های نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه دقیقاً برابر با ۱۲۰ است. بنابراین، تفاوت مشاهده‌شده میان سناریوها ناشی از افزایش تعداد درخواست‌ها نیست، بلکه صرفاً به تغییر ساختار وابستگی خطاها و نحوه توزیع زمانی همان حجم ثابت تقاضا مربوط می‌شود.

با افزایش ضریب وابستگی از صفر به ۰/۸، تعداد چرخه‌های دارای حداقل یک ورود از ۹۶ به ۳۵ چرخه کاهش یافت؛ در مقابل، بیشینه تعداد ورود در یک چرخه از ۴ به ۱۵ درخواست افزایش پیدا کرد. این تغییر معادل کاهش ۶۳/۵ درصدی تعداد چرخه‌های دارای ورود و افزایش ۲۷۵ درصدی بیشینه تعداد ورود در یک چرخه است و تمرکز بیشتر تقاضا در بازه‌های زمانی کوتاه‌تر را نشان می‌دهد. **شکل ۳ (الف)** نشان می‌دهد که در سناریوی وابستگی بالا، همان حجم ثابت تقاضا در تعداد کمتری از چرخه‌ها و با اوج‌های بزرگ‌تر وارد سامانه می‌شود. **شکل ۳ (ب)** نیز انتقال این تمرکز زمانی به صف نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه را نشان می‌دهد؛ به‌گونه‌ای که در سناریوی $\rho = 0.8$، صف نسبت به سناریوی استقلال، اوج‌های شدیدتر اما کوتاه‌مدت‌تری را تجربه می‌کند.

۴-۲-گسست میانگین و بخش انتهایی توزیع در رفتار صف

نتایج نشان می‌دهد افزایش وابستگی، بیش از آنکه سطح معمول صف را تغییر دهد، شدت ازدحام در دوره‌های بحرانی را افزایش می‌دهد. با افزایش ضریب وابستگی از صفر به ۰/۸، میانگین صف نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه از ۱/۶۴۶ به ۱/۵۸۲ دارایی کاهش یافت که معادل کاهشی محدود به میزان ۳/۹ درصد بود. در مقابل، صدک ۹۵ صف با ۴۶/۱ درصد افزایش، از ۴/۷۵۱ به ۶/۹۴۳ دارایی رسید و بیشینه صف نیز با افزایش ۱۳۸/۵ درصدی، از ۶/۲۸۸ به ۱۵ دارایی رسید. این الگو در پنج سطح وابستگی نیز مشاهده شد: شاخص‌های بخش انتهایی توزیع با افزایش وابستگی به‌طور منظم افزایش یافتند، درحالی‌که میانگین صف تغییراتی محدود و غیریکنواخت نشان داد. مقادیر کامل شاخص‌ها در **جدول ۵** ارائه شده است.

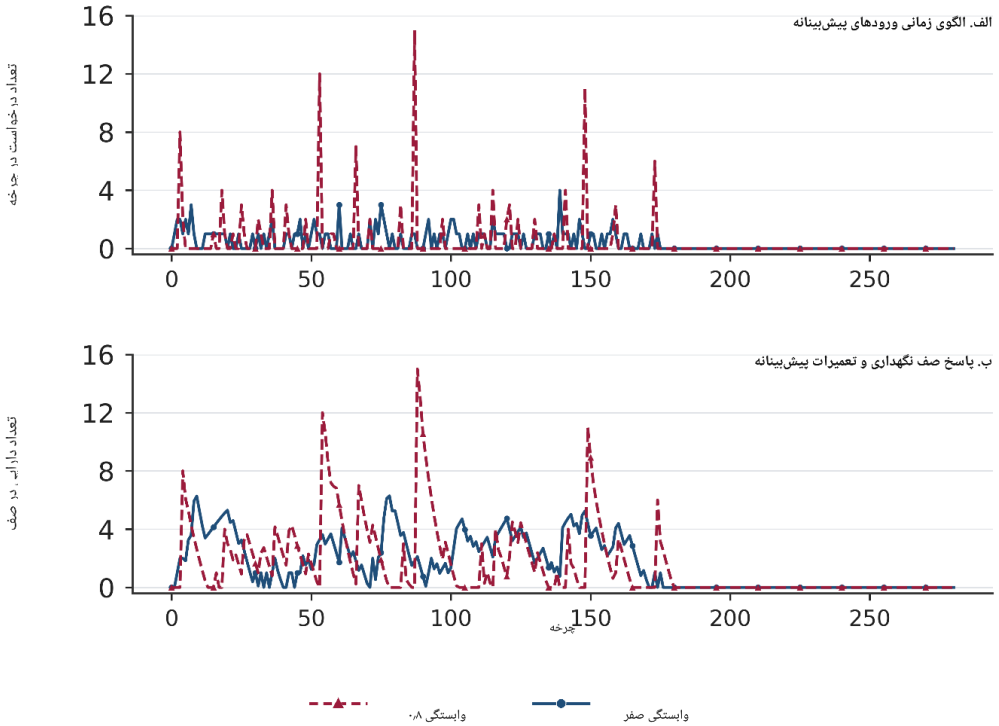
افزایش نسبت بیشینه صف به میانگین آن، این تفاوت را روشن‌تر می‌کند. این نسبت از ۳/۸۲ در حالت استقلال به ۹/۴۸ در سطح وابستگی ۰/۸ افزایش یافت؛ به‌عبارت‌دیگر، شدت بیشینه ازدحام نسبت به سطح معمول صف تقریباً ۲/۵ برابر شد. بنابراین، اثر اصلی وابستگی نه در افزایش میانگین صف، بلکه در تشدید پیک‌های ازدحام و افزایش فاصله میان شرایط معمول و بحرانی سامانه آشکار می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد ارزیابی سامانه صرفاً بر اساس میانگین صف می‌تواند بخش مهمی از ریسک عملیاتی را پنهان کند. تشدید مقادیر انتهایی توزیع صف به فشار بر ظرفیت و پیامدهای عملکردی سامانه نیز منتقل شد. با افزایش ضریب وابستگی از صفر به ۰/۸، بیشینه فشار بر ظرفیت از ۱/۴۹۴ به ۳/۷۰۱ رسید که معادل افزایشی ۷/۱۴۷ درصدی است. در واکنش به این فشار، بیشینه ظرفیت اضافی فعال نیز با ۲/۲۵۷ درصد افزایش، از ۱/۰۳۳ به ۳/۶۹۱ دارایی رسید. بااین‌حال، فعال‌سازی ظرفیت اضافی نتوانست آثار پیک‌های متمرکز تقاضا را به‌طور کامل جذب کند؛ به‌طوری‌که کمینه دسترس‌پذیری سامانه از ۰/۹۱۷ به ۰/۸۵۶ کاهش یافت که معادل افت ۱/۶ واحد درصدی است.

[1] Unlimited
[2] Moderate
[3] Tight
[4] Severe

جدول ۴. پارامترها و سطوح تحلیل حساسیت تک‌پارامتری

Table 4. Parameters and levels used in the one-at-a-time sensitivity analysis

پارامتر	واحد	سطح پایین	مقدار پایه	سطح بالا
تأخیر فعال‌سازی ظرفیت اضافی	چرخه	۳	۵	۷
زمان آزادسازی ظرفیت اضافی	چرخه	۳	۵	۷
حساسیت اولویت تعمیرات اضطراری	دارایی$^{-1}$	۰/۱۸۷۵	۰/۲۵	۰/۳۱۲۵
حساسیت زوال به بار کاری	بدون بعد	۰/۵	۱	۱/۵
نرخ پایه خرابی دارایی زوال‌یافته	چرخه$^{-1}$	۰/۰۲۵	۰/۰۳۳۳۳۳۳	۰/۰۴۱۶۶۷



شکل ۳. مقایسه الگوی زمانی ورودهای نگهداری پیش‌بینانه و پاسخ صف در سناریوهای استقلال خطاها ($\rho = 0$) و وابستگی بالا ($\rho = 0.8$): الف) ورودهای پیش‌بینانه؛ ب) صف نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه.

Figure 3. Temporal patterns of predictive-maintenance arrivals and queue response under error independence (ρ = 0) and high dependence (ρ = 0.8): (a) predictive-maintenance arrivals; (b) predictive-maintenance queue.

جدول ۵. شاخص‌های عملکرد مدل پایه در پنج سطح وابستگی

Table 5. Performance indicators of the baseline model across five dependence levels

ضریب وابستگی (ρ)	میانگین صف پیش‌بینانه	صدک ۹۵ صف پیش‌بینانه	بیشینه صف پیش‌بینانه	بیشینه فشار بر ظرفیت	کمینه دسترس‌پذیری سامانه	صدک ۹۵ زیان بهره‌وری
۰/۰	۱/۶۴۶	۴/۷۵۱	۶/۲۸۸	۱/۴۹۴	۰/۹۱۷	۰/۰۷۲
۰/۲	۱/۴۷۷	۵/۳۵۲	۷/۴۰۴	۱/۶۸۸	۰/۹۰۲	۰/۰۷۷
۰/۴	۱/۴۱۶	۵/۷۲۴	۸/۳۴۷	۲/۰۱۳	۰/۸۹۱	۰/۰۸۰
۰/۶	۱/۴۹۴	۶/۳۵۳	۱۲/۰۰۰	۲/۹۸۲	۰/۸۸۴	۰/۰۹۱
۰/۸	۱/۵۸۲	۶/۹۴۳	۱۵/۰۰۰	۳/۷۰۱	۰/۸۵۶	۰/۱۰۰

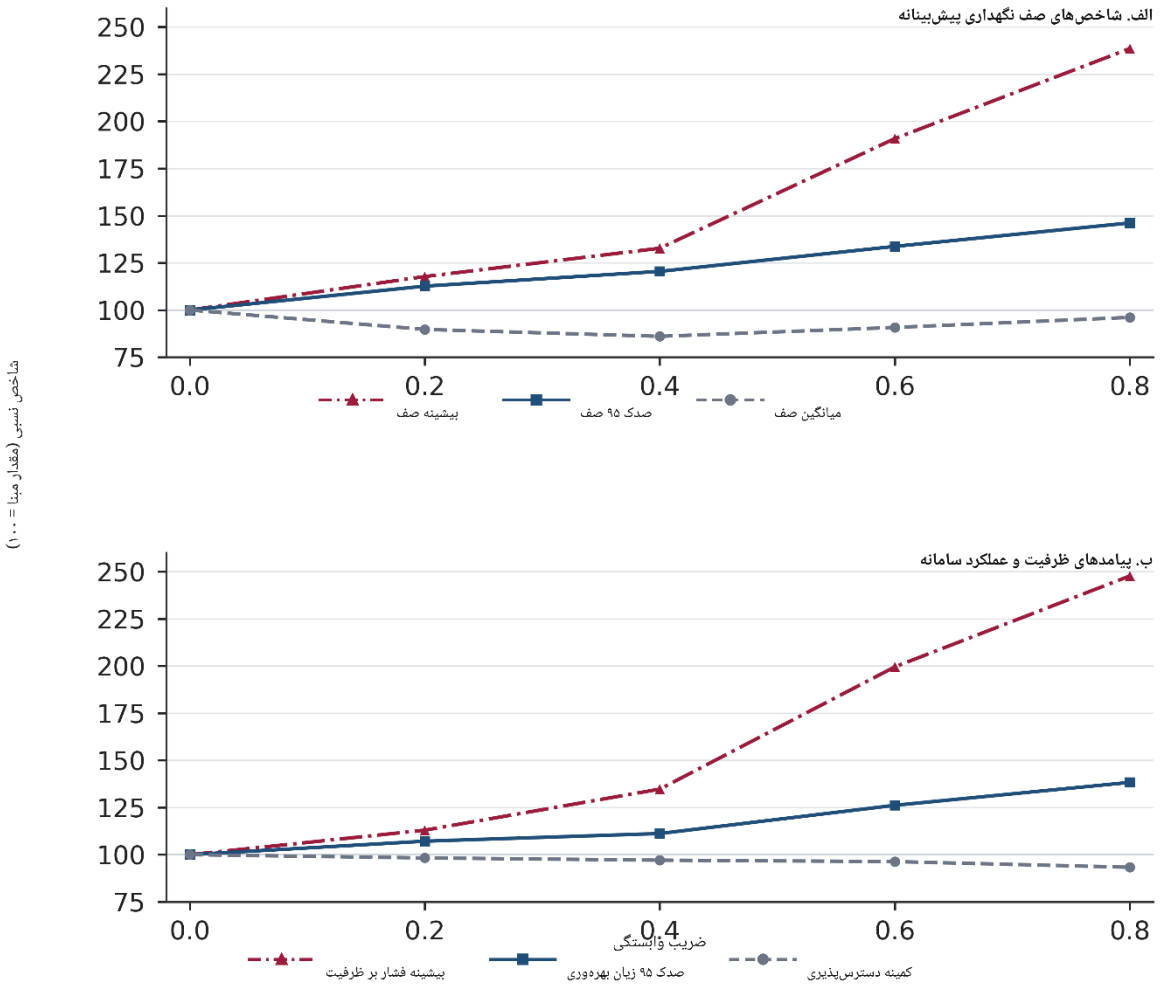
یادداشت: شاخص‌های صف بر حسب تعداد دارایی گزارش شده‌اند؛ فشار بر ظرفیت، دسترس‌پذیری و زیان بهره‌وری بدون‌بعد هستند. همه مقادیر از اجرای مدل پایه به دست آمده‌اند.

پیامد این وضعیت در شاخص زیان بهره‌وری مبتنی بر دسترس‌پذیری نیز عمدتاً در بخش انتهایی توزیع آشکار شد. میانگین زیان بهره‌وری تنها حدود ۴/۱ درصد افزایش یافت، درحالی‌که صدک ۹۵ و بیشینه آن به‌ترتیب ۳/۳۸ و ۹/۷۳ درصد افزایش یافتند. بنابراین، پاسخ انطباقی ظرفیت بخشی از فشار را جذب می‌کند، اما نمی‌تواند پیامدهای بحرانی ناشی از تمرکز زمانی تقاضا را به‌طور کامل مهار کند. شکل ۴ تغییرات نسبی شاخص‌ها را در سطوح مختلف وابستگی نشان می‌دهد.

۴-۳- اعتبارسنجی سازوکاری با حذف اجزای بازخوردی

مطابق طراحی بخش ۳-۸، سه آزمون حذف سازوکار در سناریوی وابستگی ۰/۸، با ورودی ثابت و ۱۲۰ فعال‌سازی نگهداری پیش‌بینانه اجرا شدند. در هر آزمون، خروجی‌ها با حالت پایه مقایسه شدند تا پیامد حذف سازوکار موردنظر مشخص شود. نتایج در جدول ۶ ارائه شده‌اند.

نتایج دو آزمون نخست نشان می‌دهد که در ساختار مدل، پیامدهای اصلی سناریوی وابستگی بالا وابستگی محدودی به حلقه بار کاری-زوال و قاعده اولویت‌دهی وابسته به ازدحام دارند. حذف این سازوکارها تنها تغییرات محدودی در صدک ۹۵ صف، بیشینه فشار بر ظرفیت و کمینه دسترس‌پذیری ایجاد کرد. بنابراین، این آزمایش‌ها از تفسیر سازوکاری درون‌مدلی پشتیبانی می‌کنند، اما به‌تنهایی مدرکی برای علیت تجربی در یک محیط صنعتی واقعی نیستند.



شکل ۴. تغییرات نسبی شاخص‌های صف، ظرفیت و عملکرد سامانه در سطوح مختلف وابستگی. مقادیر هر شاخص نسبت به حالت استقلال ($\rho = 0$) نرمال‌سازی شده‌اند؛ به‌گونه‌ای که مقدار مبنا برابر ۱۰۰ است.

Figure 4. Relative changes in queue, capacity, and system-performance indicators across dependence levels. Each indicator is normalized to the independence case (ρ = 0), with the baseline set to 100.

جدول ۶. نتایج آزمون‌های حذف سازوکار در سناریوی وابستگی بالا با ضریب ۰/۸

Table 6. Results of mechanism-removal tests in the high-dependence scenario (ρ = 0.8)

سازوکار حذف‌شده	نحوه حذف در مدل	نتایج اصلی	تفسیر
اثر بار کاری بر زوال	فشار زوال در تمام چرخه‌ها برابر یک قرار گرفت.	صدک ۹۵ صف: ۶/۹۴۱؛ بیشینه فشار بر ظرفیت: ۳/۷۰۱؛ کمینه دسترس‌پذیری: ۰/۸۵۶	نتایج تقریباً با حالت پایه همسان بود.
اولویت اضطراری وابسته به ازدحام	سهم ظرفیت تخصیص‌یافته به تعمیرات اضطراری در مقدار ۰/۰۷۵۶ ثابت شد.	صدک ۹۵صف: ۷/۰۰۰؛ بیشینه فشار بر ظرفیت: ۳/۶۷۸؛ کمینه دسترس‌پذیری: ۰/۸۵۷	تغییر شاخص‌های اصلی محدود بود.
پاسخ انطباقی ظرفیت	ظرفیت اضافی فعال در تمام افق برابر صفر قرار گرفت.	میانگین صف: ۶/۱۷۵؛ صدک ۹۵صف: ۱۵/۵۱۰؛ بیشینه فشار بر ظرفیت: ۵/۱۵۵؛ کمینه دسترس‌پذیری: ۰/۸۰۰	ازدحام و افت عملکرد به‌طور محسوسی تشدید شد.

جدول ۷. نتایج تحلیل حساسیت تک‌پارامتری در سناریوی وابستگی بالا با ضریب ۰/۸

Table 7. Results of the one-at-a-time sensitivity analysis in the high-dependence scenario (ρ = 0.8)

پارامتر	سطوح پایین، پایه و بالا	شاخص پاسخ در حالت پایه	اثر سطح پایین نسبت به پایه	اثر سطح بالا نسبت به پایه
تأخیر فعال‌سازی ظرفیت اضافی	۳، ۵ و ۷ چرخه	صدک ۹۵ صف پیش‌بینانه (۶/۹۴۳)	٪۱۳/۶ کاهش	٪۷/۹ افزایش
زمان آزادسازی ظرفیت اضافی	۳، ۵ و ۷ چرخه	میانگین صف پیش‌بینانه (۱/۵۸۲)	٪۷/۲ افزایش	٪۵/۲ کاهش
حساسیت اولویت تعمیرات اضطراری	۰/۱۸۷۵، ۰/۲۵۰۰ و ۰/۳۱۲۵	میانگین صف اضطراری (۰/۳۰۲)	٪۳۱/۵ افزایش	٪۱۹/۲ کاهش
حساسیت زوال به بار کاری	۰/۵، ۱ و ۱/۵	بیشینه اضافه‌فشار زوال (۰/۰۲۸۱۸)	۵۰ ٪ کاهش	٪۵۰/۱ افزایش
نرخ پایه خرابی دارایی زوال‌یافته	۰/۰۲۵، ۰/۰۳۳۳۳ و ۰/۰۴۱۶۷ در هر چرخه	مجموع خرابی‌های اضطراری (۴۰/۹۵۱)	٪۱۳/۶ کاهش	٪۱۰/۵ افزایش

یادداشت: درصدهای دو ستون آخر، تغییر شاخص پاسخ نسبت به مقدار آن در سطح پایه را نشان می‌دهند. اضافه‌فشار زوال، بخش مازاد فشار زوال نسبت به مقدار مرجع یک است.

در مقابل، حذف پاسخ انطباقی ظرفیت، میانگین و صدک ۹۵ صف را نسبت به حالت پایه همان سناریو به‌ترتیب حدود ۲۹۰ و ۱۲۳ درصد افزایش داد و کمینه دسترس‌پذیری را به ۰/۸ کاهش داد. این نتیجه نشان می‌دهد که پاسخ انطباقی ظرفیت منشأ ازدحام نیست، بلکه نقشی مهارکننده دارد و بخشی از شوک ناشی از تمرکز زمانی تقاضا را جذب می‌کند. بااین‌حال، نتایج حالت پایه نشان می‌دهد که فعال‌بودن این سازوکار نیز برای حذف کامل ریسک در بخش انتهایی توزیع کافی نیست.

۴-۴- تحلیل حساسیت تک‌پارامتری

تحلیل تک‌پارامتری مطابق بخش ۳-۸ در سناریوی وابستگی ۰/۸ انجام شد. بیشینه صف نگهداری پیش‌بینانه در هر ۱۵ اجرا برابر ۱۵ دارایی باقی ماند؛ بنابراین، در دامنه‌های بررسی‌شده، تغییر پارامترهای عملیاتی بر تداوم ازدحام، سرعت بازیابی سامانه و سایر پیامدهای عملکردی اثر گذاشت، اما پیک لحظه‌ای ناشی از تمرکز زمانی ورودی را تغییر نداد. نتایج کامل در **جدول ۷** ارائه شده است.

پارامترهای پاسخ انطباقی ظرفیت بیشترین اثر را بر رفتار صف نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه داشتند. کاهش تأخیر فعال‌سازی ظرفیت از ۵ به ۳ چرخه، صدک ۹۵ صف را ۶/۱۳ درصد کاهش داد؛ درحالی‌که افزایش این تأخیر به ۷ چرخه، صدک ۹۵ صف را ۹/۷ درصد افزایش داد. همچنین، آزادسازی سریع‌تر ظرفیت اضافی، میانگین صف را ۲/۷ درصد افزایش داد و درحالی‌که حفظ طولانی‌تر این ظرفیت، میانگین صف را ۵/۲ درصد کاهش داد. بنابراین، هم سرعت فعال‌سازی ظرفیت اضافی و هم مدت حفظ آن در کنترل تداوم ازدحام نقش دارند.

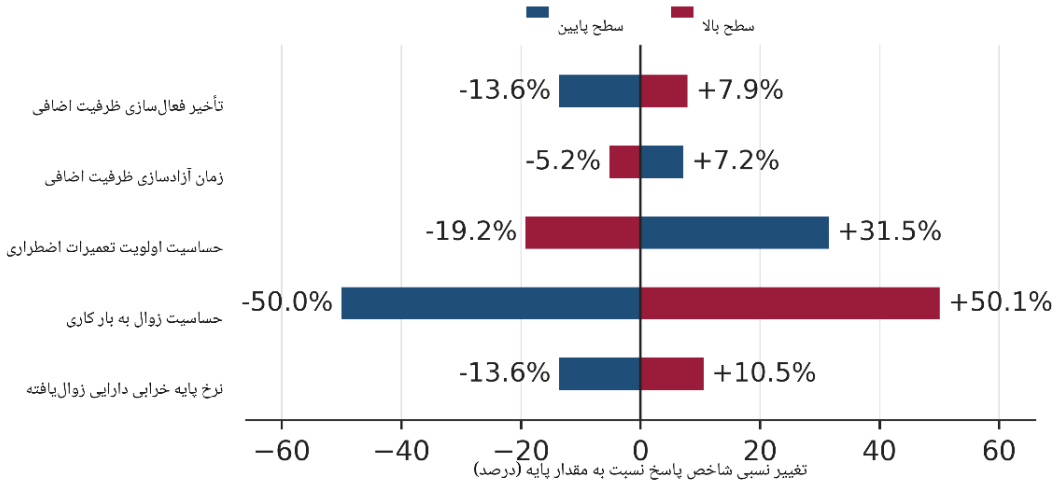
سایر پارامترها عمدتاً بر خروجی‌های مرتبط با سازوکار خود اثر گذاشتند. حساسیت اولویت تعمیرات اضطراری بیشترین اثر را بر صف اضطراری داشت. در حالی‌که تغییر میانگین صف پیش‌بینانه ناشی از آن کمتر از یک درصد بود. حساسیت زوال به بار کاری، فشار زوال ناشی از اضافه‌بار را تقریباً متناسب با میزان تغییر پارامتر تغییر داد و تغییر نرخ پایه خرابی نیز عمدتاً در مجموع خرابی‌های اضطراری منعکس شد. این الگوی تفکیک شده پاسخ‌ها با ساختار معادلات مدل سازگار است و نشان می‌دهد که تغییرات پارامترهای ظرفیت، تخصیص، زوال و خرابی عمدتاً در خروجی‌های مرتبط با همان سازوکارها بازتاب می‌یابند. **شکل ۵** جهت و اندازه نسبی این پاسخ‌ها را نمایش می‌دهد.

۴-۵- تحلیل حساسیت سراسری و عدم‌قطعیت پارامتری

بر اساس طراحی **بخش ۳-۸**، ۵۰۰۰ ترکیب حاصل از نمونه‌برداری ابرمکعب لاتین با ضریب وابستگی ثابت ۰/۸ و سری ورودی ثابت شبیه‌سازی شدند؛ بنابراین، پراکندگی خروجی‌ها فقط ناشی از عدم‌قطعیت هم‌زمان پارامترهای عملیاتی بود.

ضریب همبستگی رتبه‌ای جزئی (PRCC) برای سنجش جهت و شدت ارتباط هر پارامتر با خروجی، پس از کنترل اثر سایر پارامترها، محاسبه شد. این شاخص فقط برای تحلیل حساسیت به‌کار رفت و به‌تنهایی به‌عنوان شاهدی بر رابطه علّی تفسیر نشد. بازه مرکزی ۹۰ درصد خروجی‌ها و پارامترهای دارای بیشترین اثر در **جدول ۸** آمده‌اند.

نتایج نشان داد که در محدوده مرکزی ۹۰ درصد اجراها، میانگین صف نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه بین ۱/۳۹۵ و ۱/۷۴۳ دارایی و صدک ۹۵ آن بین ۶/۰۷۱ و ۷/۴۴۷ دارایی قرار داشت. در مقابل، بیشینه صف در تمام ۵۰۰۰ ترکیب پارامتری دقیقاً برابر ۱۵ دارایی باقی ماند. بنابراین، در دامنه‌های بررسی‌شده، عدم‌قطعیت پارامترهای عملیاتی بر تداوم صف، سرعت بازیابی و پیامدهای عملکردی سامانه اثر می‌گذارد، اما بیشینه انباشت لحظه‌ای ناشی از تمرکز زمانی ورودی‌ها را تغییر نمی‌دهد.



شکل ۵. تغییر نسبی شاخص‌های پاسخ در سطوح پایین و بالای پارامترها نسبت به مقادیر پایه در تحلیل حساسیت تک‌پارامتری.

Figure 5. Relative changes in response indicators at low and high parameter levels relative to baseline values in the one-at-a-time sensitivity analysis.

جدول ۸. بازه مرکزی ۹۰ درصد خروجی‌های اصلی و پارامترهای غالب بر اساس ضریب همبستگی رتبه‌ای جزئی

Table 8. Central 90% ranges of key outputs and dominant parameters based on partial rank correlation coefficients (PRCCs)

شاخص	صدک ۵	میانه	صدک ۹۵	پارامتر غالب	ضریب PRCC
میانگین صف پیش‌بینانه	۱/۳۹۵	۱/۵۷۸	۱/۷۴۳	—	—
صدک ۹۵ صف پیش‌بینانه	۶/۰۷۱	۶/۹۳۵	۷/۴۴۷	تأخیر فعال‌سازی ظرفیت اضافی	+۰/۹۹۷
بیشینه صف پیش‌بینانه	۱۵	۱۵	۱۵	—	—
میانگین صف اضطراری	۰/۲۲۶	۰/۳۰۰	۰/۴۰۶	—	—
صدک ۹۵ صف اضطراری	۰/۵۳۰	۰/۶۶۵	۰/۸۷۱	حساسیت اولویت تعمیرات اضطراری	−۰/۹۹۴
بیشینه فشار بر ظرفیت	۳/۶۰۱	۳/۷۰۴	۳/۷۸۴	—	—
کمینه دسترس‌پذیری	۰/۸۵۴۴	۰/۸۵۶۳	۰/۸۵۷۹	زمان آزادسازی ظرفیت اضافی	+۰/۹۶۹
صدک ۹۵ زیان بهره‌وری	۰/۰۹۸۷	۰/۰۹۹۸	۰/۱۰۰۹	نرخ پایه خرابی دارایی زوال یافته	+۰/۹۸۶
مجموع خرابی‌های اضطراری	۳۶/۰۲	۴۰/۹۴	۴۴/۸۶	نرخ پایه خرابی دارایی زوال یافته	+۰/۹۹۹۹۹
بیشینه ظرفیت اضافی	۳/۲۴۹	۳/۶۹۷	۴/۵۵۳	—	—

یادداشت: بازه صدک‌های ۵ تا ۹۵، محدوده مرکزی ۹۰ درصد خروجی‌ها را نشان می‌دهد. علامت — بیانگر آن است که برای آن شاخص، پارامتر غالب گزارش نشده است. مقادیر صف و ظرفیت اضافی بر حسب تعداد دارایی‌اند.

نتایج PRCC الگوی تفکیک‌شده‌ای از ارتباط پارامترها با خروجی‌های مختلف نشان داد. تأخیر فعال‌سازی ظرفیت اضافی بیشترین ارتباط رتبه‌ای جزئی را با صدک ۹۵ صف پیش‌بینانه داشت ($PRCC = +0.997$). حساسیت اولویت تعمیرات اضطراری با صدک ۹۵ صف اضطراری رابطه‌ای قوی و معکوس نشان داد ($PRCC = -0.994$). زمان آزادسازی ظرفیت اضافی بیشترین ارتباط را با کمینه دسترس‌پذیری داشت ($PRCC = +0.969$)؛ علامت مثبت این ضریب نشان می‌دهد که افزایش زمان آزادسازی و درنتیجه حفظ طولانی‌تر ظرفیت اضافی، با افزایش کمینه دسترس‌پذیری همراه است.

نرخ پایه خرابی دارایی زوال‌یافته با صدک ۹۵ زیان بهره‌وری ($PRCC = +0.986$) و مجموع خرابی‌های اضطراری ($PRCC = +0.99999$) رابطه‌ای مثبت و بسیار قوی داشت. حساسیت زوال به بار کاری نیز با بیشینه فشار زوال رابطه‌ای تقریباً کامل نشان داد ($PRCC = +0.9998$)؛ بااین‌حال ارتباط آن با صدک ۹۵ صف پیش‌بینانه بسیار ضعیف ($PRCC = +0.009$) و از نظر آماری غیرمعنادار بود ($p = 0.507$). این نتیجه نشان می‌دهد که در دامنه‌های بررسی‌شده، اثر حساسیت زوال به بار کاری عمدتاً در زیرسامانه زوال منعکس می‌شود و انتقال قابل‌توجهی به رفتار انتهایی صف پیش‌بینانه نشان نمی‌دهد.

پایداری رتبه‌بندی حساسیت‌ها در اندازه نمونه‌های ۱۰۰۰، ۲۵۰۰ و ۵۰۰۰ نیز بررسی شد. پارامتر دارای بیشترین ارتباط با هر یک از شاخص‌های اصلی در هر سه اندازه نمونه ثابت باقی ماند. برای نمونه، PRCC تأخیر فعال‌سازی ظرفیت اضافی با صدک ۹۵ صف پیش‌بینانه از ۰/۹۹۶۹ در ۲۵۰۰ نمونه به ۰/۹۹۷۱ در ۵۰۰۰ نمونه تغییر کرد؛ ضریب مربوط به حساسیت اولویت تعمیرات اضطراری با صدک ۹۵ صف اضطراری نیز تنها از ۰/۹۹۳۸− به ۰/۹۹۴۰− تغییر یافت. تغییر ناچیز ضرایب و ثبات رتبه‌بندی پارامترها نشان می‌دهد که نتایج تحلیل حساسیت سراسری نسبت به افزایش اندازه نمونه پایدارند.

۴-۶- آزمون‌های جفتی استواری در برابر عدم‌قطعیت پارامترها و تحقق ورودی

مطابق بخش ۳-۸، ۵۰۰۰ بردار پارامتری با شرایط یکسان به‌صورت جفتی در دو سطح وابستگی صفر و ۰/۸ اجرا شدند؛ تنها سطح وابستگی و سری زمانی متناظر با آن تغییر می‌کرد. بدین‌ترتیب، اختلاف درون هر جفت، نشان از تغییرات ناشی از افزایش سطح وابستگی پس از کنترل عدم‌قطعیت پارامترهای عملیاتی است (جدول ۹).

جدول ۹. نتایج مقایسه جفتی سطوح وابستگی صفر و ۰/۸ در ۵۰۰۰ بردار پارامتری همسان

Table 9. Results of the paired comparison between dependence levels 0 and 0.8 across 5,000 matched parameter vectors

شاخص	میانه تغییر جفتی	بازه مرکزی ۹۰ درصد تغییرات جفتی	سهم جفت‌های نامطلوب‌تر در ضریب وابستگی ۰/۸
میانگین صف پیش‌بینانه	۴/۰ ٪ کاهش	۱۰/۲ ٪ کاهش تا ۰/۵ ٪ افزایش	۸/۳ ٪
صدک ۹۵ صف پیش‌بینانه	۴۴/۹ ٪ افزایش	۳۱/۰ ٪ تا ۵۳/۰ ٪ افزایش	۱۰۰ ٪
بیشینه صف پیش‌بینانه	۱۳۹/۰ ٪ افزایش	۱۳۳/۹ ٪ تا ۱۳۹/۷ ٪ افزایش	۱۰۰ ٪
بیشینه فشار بر ظرفیت	۱۴۶/۷ ٪ افزایش	۱۴۰/۴ ٪ تا ۱۵۲/۹ ٪ افزایش	۱۰۰ ٪
صدک ۹۵ زیان بهره‌وری	۳۸/۳ ٪ افزایش	۳۶/۵ ٪ تا ۴۰/۹ ٪ افزایش	۱۰۰ ٪
بیشینه زیان بهره‌وری	۷۴/۰ ٪ افزایش	۷۲/۶ ٪ تا ۷۵/۵ ٪ افزایش	۱۰۰ ٪
مجموع خرابی‌های اضطراری	۱۳/۹ ٪ افزایش	۱۲/۳ ٪ تا ۱۵/۳ ٪ افزایش	۱۰۰ ٪
بیشینه ظرفیت اضافی	۲۶۲/۸ ٪ افزایش	۲۴۱/۶ ٪ تا ۲۸۸/۵ ٪ افزایش	۱۰۰ ٪
کمینه دسترس‌پذیری	۶/۱۱ واحد درصد کاهش	۶/۰۳ تا ۶/۲۲ واحد درصد کاهش	۱۰۰ ٪

یادداشت: بازه مرکزی ۹۰ درصد بر اساس صدک‌های ۵ و ۹۵ تغییرات جفتی محاسبه شده است. افزایش صف، فشار بر ظرفیت، زیان بهره‌وری و تعداد خرابی‌های اضطراری و نیز کاهش کمینه دسترس‌پذیری، به‌عنوان تغییر نامطلوب در نظر گرفته شده‌اند. افزایش ظرفیت اضافی فعال نیز بیانگر نیاز بیشتر به استفاده از منابع تعمیراتی اضافی است. تغییر کمینه دسترس‌پذیری بر حسب واحد درصد و سایر تغییرات به‌صورت درصد گزارش شده‌اند.

در آزمون جفتی ۵۰۰۰ بردار پارامتری که بر پایه سری‌های زمانی ورودی تثبیت‌شده مدل انجام شد، افزایش وابستگی اثر یکسانی بر میانگین و بخش انتهایی توزیع صف نداشت. میانه تغییر جفتی میانگین صف، کاهشی معادل ۴ درصد بود و این شاخص تنها در ۸/۳ درصد از جفت‌ها افزایش یافت. در مقابل، صدک ۹۵ و بیشینه صف در همه ۵۰۰۰ جفت افزایش پیدا کردند و میانه افزایش آن‌ها به‌ترتیب ۴۴/۹ و ۱۳۹ درصد بود. حتی در صدک پنجم تغییرات جفتی نیز صدک ۹۵ صف دست‌کم ۳۱ درصد افزایش یافت؛ بنابراین، تشدید ازدحام در بخش انتهایی توزیع در سراسر دامنه پارامترهای بررسی‌شده استوار باقی ماند.

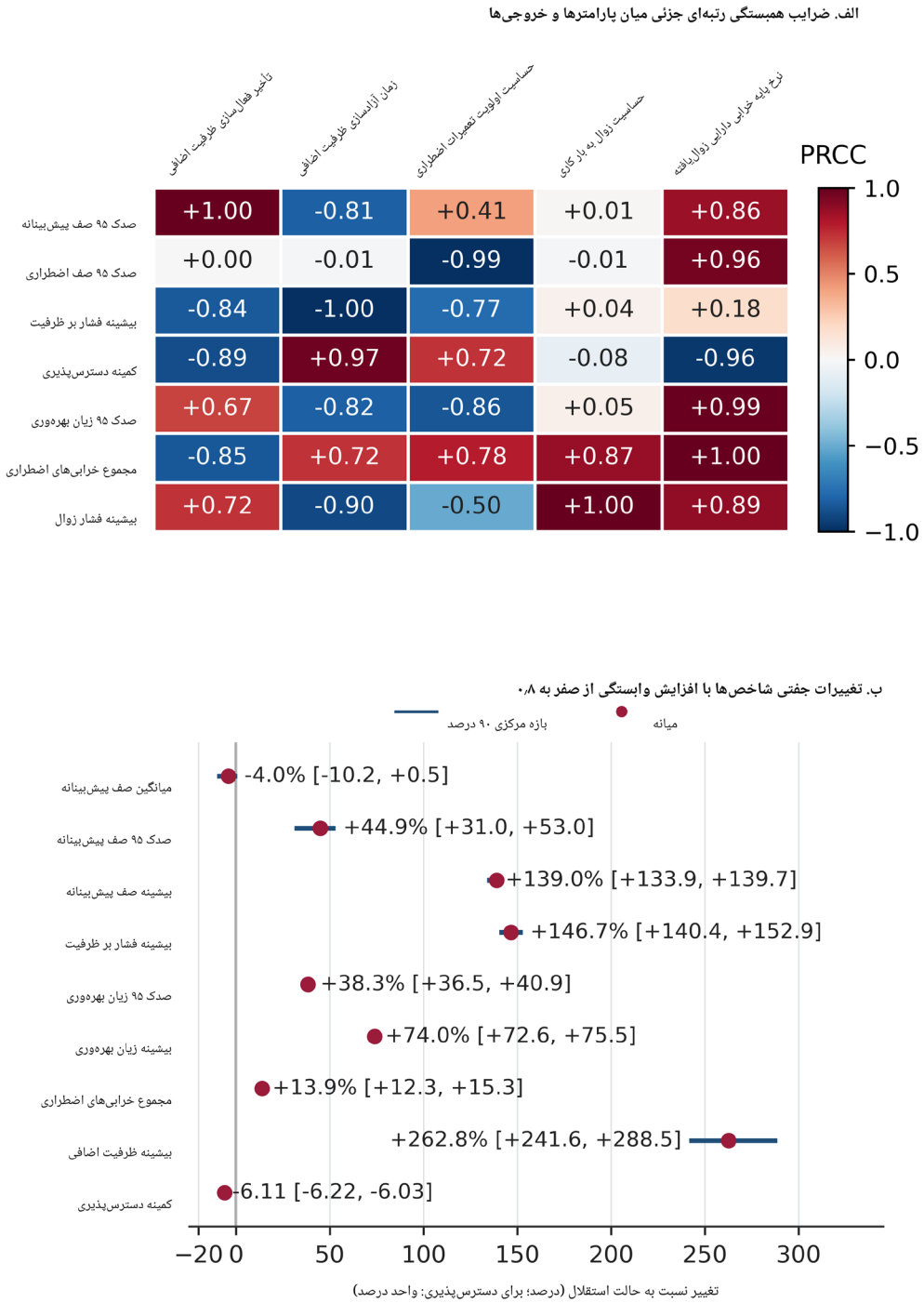
این الگو در سایر پیامدهای عملکردی سامانه نیز مشاهده شد. بیشینه فشار بر ظرفیت، صدک ۹۵ و بیشینه زیان بهره‌وری، مجموع خرابی‌های اضطراری و بیشینه ظرفیت اضافی در تمام جفت‌ها افزایش یافتند. کمینه دسترس‌پذیری نیز در همه جفت‌ها کاهش یافت و میانه افت آن ۶/۱۱ واحد درصد بود. ازاین‌رو، در تحلیل مبتنی بر سری‌های زمانی تثبیت‌شده، هیچ‌یک از شاخص‌های انتهایی و پیامدهای اصلی عملکردی با افزایش وابستگی بهبود نیافتند. **شکل ۶** این شواهد را به‌صورت فشرده نشان می‌دهد.

برای بررسی وابستگی نتایج به یک تحقق خاص از ورودی‌ها، آزمون دوم با ۴۰۰ جفت از تحقق‌های مستقل ورودی انجام شد؛ نتایج مربوط به عدم‌قطعیت هم‌زمان ورودی‌ها و پارامترهای عملیاتی در **جدول ۱۰** و نتایج حالت پارامترهای پایه در فایل‌های تکمیلی گزارش شده‌اند.

۴-۷- استواری نتایج در تحقق‌های مستقل ورودی

جدول ۱۰ نتایج ۴۰۰ جفت از تحقق‌های مستقل ورودی را خلاصه می‌کند؛ در هر جفت، حجم کل تقاضا و مقادیر پارامترها یکسان بود و فقط سطح وابستگی تغییر می‌کرد. در همه ۴۰۰ جفت، افزایش وابستگی موجب افزایش بیشینه ورود و ضریب فانو و کاهش تعداد چرخه‌های دارای ورود شد. این تمرکز بیشتر ورودی‌ها با وخامت صدک ۹۵ و بیشینه صف، فشار بر ظرفیت، زیان بهره‌وری و کمینه دسترس‌پذیری در ۹۹ تا ۱۰۰ درصد جفت‌ها همراه شد.

میانگین صف چنین الگوی استواری نداشت: این شاخص در ۳۱۵ جفت افزایش یافت و بازه صدکی تغییرات آن از کاهش ۴/۷ درصدی تا افزایش ۲۶/۵ درصدی امتداد داشت. بنابراین، استواری یافته اصلی به تشدید ریسک در بخش انتهایی توزیع مربوط است و به یک تحقق خاص از ورودی‌ها یا ترکیب مشخصی از پارامترها محدود نمی‌شود.



شکل ۶. نتایج تحلیل حساسیت سراسری و آزمون جفتی اثر وابستگی: (الف) ضرایب همبستگی رتبه‌ای جزئی میان پارامترها و خروجی‌های منتخب؛ (ب) میانه و بازه مرکزی ۹۰ درصد تغییرات جفتی با افزایش ضریب وابستگی از صفر به ۰/۸.

Figure 6. Results of global sensitivity analysis and the paired test of the dependence effect: (a) partial rank correlation coefficients between parameters and selected outputs; (b) median and central 90% interval of paired changes as ρ increases from 0 to 0.8.

جدول ۱۰. نتایج آزمون ۴۰۰ جفت ورودی مستقل تحت عدم‌قطعیت هم‌زمان پارامترهای عملیاتی

Table 10. Results of the 400 independent paired-input test under simultaneous uncertainty in operational parameters

شاخص	تعداد جفت‌های نامطلوب‌تر	درصد جفت‌های نامطلوب‌تر	میانه تغییر جفتی	بازه صدکی ۵ تا ۹۵ تغییر جفتی
میانگین صف پیش‌بینانه	۳۱۵ از ۴۰۰	۷۸/۷۵	۷/۶ ٪ افزایش	۴/۷ ٪ کاهش تا ۲۶/۵٪ افزایش
صدک ۹۵ صف پیش‌بینانه	۳۹۷ از ۴۰۰	۹۹/۲۵	۴۲/۵ ٪ افزایش	۱۲/۷ ٪ تا ۸۱/۳ ٪ افزایش
بیشینه صف پیش‌بینانه	۳۹۹ از ۴۰۰	۹۹/۷۵	۹۵/۲ ٪ افزایش	۳۲/۱ ٪ تا ۱۷۵/۵ ٪ افزایش
بیشینه فشار بر ظرفیت	۴۰۰ از ۴۰۰	۱۰۰	۱۱۵/۰ ٪ افزایش	۴۸٪/۲ تا ۲۱۵/۴ ٪ افزایش
صدک ۹۵ زیان بهره‌وری	۳۹۷ از ۴۰۰	۹۹/۲۵	۳۴/۳ ٪ افزایش	۹/۹ ٪ تا ۶۶/۱ ٪ افزایش
کمینه دسترس‌پذیری	۳۹۶ از ۴۰۰	۹۹/۰۰	۵/۷۷ واحد درصد کاهش	۱/۹۰ تا ۱۰/۹۳ واحد درصد کاهش

۴-۸- استواری ساختاری، مرزهای اثر و انتقال به تولید

آزمون‌های ساختاری تکمیلی نشان دادند نتیجه مرکزی به یک فرم خاص از تأخیر یا یک مقدار ثابت از منابع تعمیر وابسته نیست. در ۴۰۰ جفت ورودی مستقل، میانه افزایش صدک ۹۵ صف برای تأخیر ثابت، مرتبه اول و توزیع‌شده مرتبه سوم به‌ترتیب ۴۳/۷۸، ۴۳/۷۷ و ۴۳/۷۸ درصد بود و در هر سه حالت ۹۹/۷۵ درصد جفت‌ها نامطلوب‌تر شدند. در شبکه پارامتری ظرفیت پایه ۳ تا ۵ و زمان تعمیر ۴ تا ۶ چرخه، میانه اثر صدک ۹۵ صف بین ۳۳/۹ و ۱۳۲/۸ درصد باقی ماند و حداقل سهم جفت‌های نامطلوب ۹۸/۷۵ درصد بود. کاهش موقت ۲۵ و ۵۰ درصدی ظرفیت نیز جهت نتیجه را حفظ کرد؛ میانه افزایش صدک ۹۵ صف به‌ترتیب ۴۴/۳۱ و ۴۳/۷۴ درصد و سهم جفت‌های نامطلوب ۹۹/۷۵ و ۹۹/۵۰ درصد بود. در ۱۲ ترکیب α و حساسیت خرابی حین انتظار نیز صدک ۹۵ صف در ۳۹۹ از ۴۰۰ جفت نامطلوب‌تر شد و میانه اثر بین ۴۳/۷۸ و ۴۵/۱۴ درصد قرار گرفت. در تحلیل‌های مشترک هفت‌پارامتری و نه‌پارامتری، میانه افزایش صدک ۹۵ صف به‌ترتیب ۴۵/۴ و ۴۶/۲ درصد بود و در هر دو تحلیل ۵۰۰۰ از ۵۰۰۰ جفت نامطلوب‌تر شدند.

اندازه سامانه و ساختار وابستگی، شدت اثر را تغییر دادند اما آن را حذف نکردند. با ثابت نگه‌داشتن نسبت ظرفیت به تعداد دارایی‌ها، میانه افزایش صدک ۹۵ صف در $N = 30$ برابر ۱۹ درصد بود و در ۸۹/۵ درصد جفت‌ها نامطلوب‌تر شد؛ این مقدار برای $N \in \{120, 500, 1000\}$ به‌ترتیب ۴۳/۸، ۶۱/۶ و ۶۴/۲ درصد بود و در دو اندازه بزرگ‌تر همه ۴۰۰ جفت نامطلوب‌تر شدند. جایگزینی کوپولای گاوسی با t استیودنت نیز اثر را حفظ کرد: میانه افزایش صدک ۹۵ صف با درجات آزادی ۸ و ۴ به‌ترتیب ۵۳/۲ و ۵۲/۷ درصد بود. بنابراین، قانون اعداد بزرگ مؤلفه مستقل را کاهش می‌دهد، اما شوک مشترک وابستگی لزوماً با افزایش N میانگین‌گیری نمی‌شود؛ همچنین، این نتیجه صرفاً ناشی از فرض وابستگی گاوسی نیست.

ناهمگنی و قطعات یدکی مرزهای ساختاری و عملیاتی روشن‌تری ایجاد کردند. ناهمگنی صرف زوال تقریباً نتیجه را تغییر نداد، درحالی‌که در ناهمگنی ترکیبی شدید زوال-خرابی-زمان تعمیر، میانه افزایش صدک ۹۵ صف به ۳۶/۵ درصد کاهش یافت اما هنوز در ۹۹/۲۵ درصد جفت‌ها نامطلوب‌تر بود. محدودیت متوسط قطعه اثر را به ۵۳ درصد افزایش داد؛ با تنگ‌شدن شدید موجودی، خود قطعه به گلوگاه غالب تبدیل شد و اثر افزایشی وابستگی در مرز اشباع به ۸/۶ درصد کاهش یافت، هرچند جهت اثر

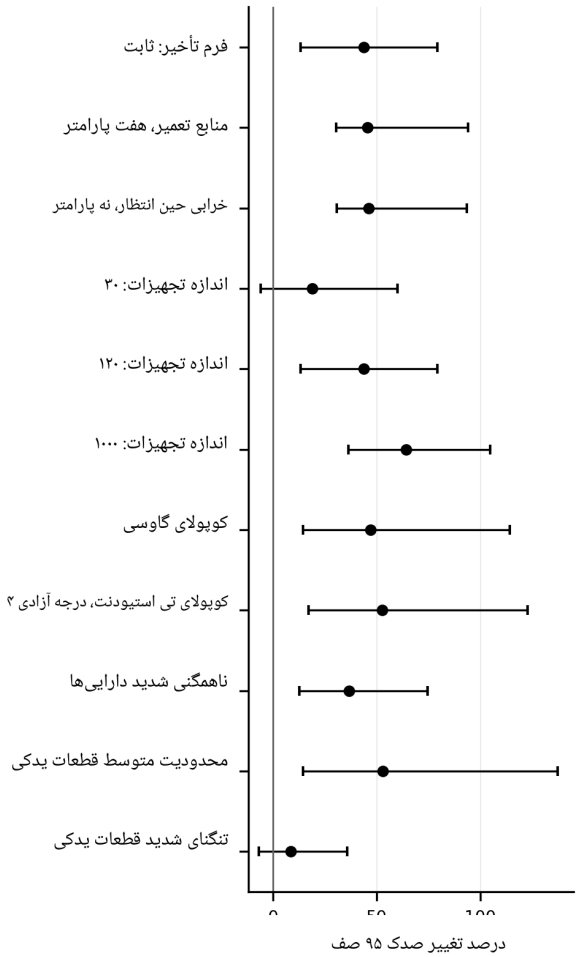
در ۸۲ درصد جفت‌ها همچنان نامطلوب بود. این الگو نشان می‌دهد محدودیت منابع می‌تواند هم تقویت‌کننده و هم در حالت اشباع، پوشاننده اثر حاشیه‌ای وابستگی باشد. نگاشت مستقل تولید نیز نشان داد افت دسترس‌پذیری الزاماً به همان نسبت به زیان تولید تبدیل نمی‌شود. با استفاده اسمی $u = 0.80$، میانه افزایش بیشینه زیان تولید صفر بود و تنها ۱/۵ درصد جفت‌ها زیان بیشتری نشان دادند؛ در $u = 0.90$، میانه افزایش بیشینه زیان تولید ۴۵/۱ واحد درصد بود و کمبود تولید در ۶۷/۷۵ درصد اجراهای $\rho = 0.8$ در برابر ۱۴/۵ درصد اجراهای $\rho = 0$ رخ داد؛ و در $u = 0.95$، بیشینه زیان تولید در ۹۹ درصد جفت‌ها افزایش یافت و میانه افزایش آن ۳/۷۶ واحد درصد بود. بنابراین، نتیجه اصلی در سطح صف و ظرفیت از نگاشت تولید مستقل است، اما انتقال آن به خروجی واقعی به حاشیه ظرفیت تولید وابسته است. **شکل ۷** مجموعه‌ای منتخب از آزمون‌های ساختاری را به‌صورت فشرده نشان می‌دهد.

۴-۹- تفسیر یافته‌های اصلی

یافته اصلی این است که افزایش وابستگی، بدون تغییر حجم کل تقاضا، همان درخواست‌ها را در بازه‌های زمانی محدودتری متمرکز می‌کند. با افزایش ضریب وابستگی از صفر به ۰/۸، تعداد چرخه‌های دارای ورود از ۹۶ به ۳۵ کاهش یافت و بیشینه ورود در یک چرخه از ۴ به ۱۵ افزایش پیدا کرد؛ بنابراین، عامل اصلی افزایش ریسک، افزایش حجم تقاضا نیست، بلکه تمرکز زمانی آن است.

پیامد این تمرکز در بخش انتهایی توزیع بسیار آشکارتر از میانگین بود: میانگین صف ۳/۹ درصد کاهش یافت، درحالی‌که صدک ۹۵ صف ۴۶/۱ درصد و بیشینه فشار بر ظرفیت ۱۴۷/۷ درصد افزایش یافت. ازاین‌رو، ثبات یا حتی بهبود شاخص‌های میانگین می‌تواند پیک‌های کوتاه اما شدید ازدحام و افت عملکرد سامانه را پنهان کند.

این یافته در امتداد مطالعات دی پاتر و میتیچی (de Pater & Mitici, 2021) و کرسپو دل کاستیلو و پارلیکاد (Crespo del Castillo & Parlikad, 2024) درباره تلفیق برآورد عمر مفید باقی‌مانده با محدودیت منابع و بار عملیاتی قرار می‌گیرد و نشان می‌دهد که حتی با ثابت‌بودن حجم کل تقاضا، ساختار وابستگی خطاها می‌تواند توزیع زمانی درخواست‌ها و درنتیجه عملکرد کل سامانه را تغییر دهد. بنابراین، کیفیت عملیاتی پیش‌بینی در سامانه‌های چندداراییی را نمی‌توان صرفاً بر اساس دقت پیش‌بینی هر دارایی به‌صورت منفرد ارزیابی کرد.



شکل ۷. تغییر درصدی صدک ۹۵ صف نگهداری پیش‌بینانه در مقایسه جفتی $\rho = 0.8$ با $\rho = 0$ در آزمون‌های منتخب استواری ساختاری؛ میانه تغییرات و دامنه صدک‌های ۵ تا ۹۵.

Figure 7. Percentage change in the 95th percentile of the predictive maintenance queue length for paired comparisons of $\rho = 0.8$ versus $\rho = 0$ across selected structural robustness tests; median changes and 5th–95th percentile ranges.

۴-۱۰- تبیین سازوکارها و استواری

آزمون‌های حذف سازوکار نشان دادند که حلقه بار کاری-زوال و قاعده اولویت‌دهی وابسته به ازدحام، عامل اصلی شکل‌گیری ازدحام نیستند؛ زیرا حذف آن‌ها تنها تغییرات محدودی در شاخص‌های اصلی ایجاد کرد. در مقابل،

حذف پاسخ انطباقی ظرفیت موجب افزایش شدید صف و فشار بر ظرفیت شد و کمینه دسترس‌پذیری را به ۰/۸ کاهش داد؛ بنابراین، پاسخ انطباقی ظرفیت نقشی مهارکننده دارد و بخشی از پیامدهای ناشی از تمرکز زمانی تقاضا را جذب می‌کند.

الگوی انتقال پیامدها به این صورت است: وابستگی خطاها، تقاضا را در زمان متمرکز می‌کند و درنتیجه صف و فشار بر ظرفیت افزایش می‌یابد؛ سپس پاسخ انطباقی ظرفیت بخشی از این فشار را جذب می‌کند؛ قاعده اولویت ظرفیت موجود را میان دو صف توزیع می‌کند و سازوکارهای زوال و خرابی، پیامدهای باقی‌مانده را به دسترس‌پذیری و زیان بهره‌وری منتقل می‌کنند. این تبیین با تأکید لینئوسون و همکاران (Linnéusson et al., 2018) و ییلدیز و سویلو (Yıldız & Soylu, 2023) بر نقش تأخیرها، بازخوردها و محدودیت منابع سازگار است و این سازوکارها را به محرک مشخص وابستگی خطاها پیوند می‌دهد.

استواری این الگو در چند سطح تأیید شد: آزمون‌های جفتی پایه، تحلیل‌های عدم‌قطعیت با ۷ و ۹ پارامتر، تحقق‌های مستقل ورودی و آزمون‌های ساختاری مربوط به نوع تأخیر، اندازه سامانه، ساختار کوپولا، ناهمگنی دارایی‌ها و محدودیت قطعات یدکی. بااین‌حال، آزمون‌های تکمیلی نشان دادند که شدت اثر در همه شرایط یکسان نیست. در سامانه‌های بسیار کوچک، ناهمگنی شدید بین دارایی‌ها و به‌ویژه در شرایط اشباع قطعات یدکی، اثر افزایشی وابستگی بر ازدحام صف کاهش می‌یابد؛ در مقابل، وابستگی دنباله‌ای و برخی شرایط محدودیت منابع می‌توانند این اثر را تشدید کنند. بنابراین، یافته اصلی پژوهش باید به‌عنوان یک سازوکار پایدار با شدتی وابسته به شرایط سامانه تفسیر شود و نه به‌عنوان یک اندازه اثر ثابت که در همه شرایط به یک میزان بروز می‌کند.

تمایز پژوهش حاضر با مطالعات پیشین نیز روشن است. تسرموگلو و همکاران (Tseremoglou et al., 2022) دقت و عدم‌قطعیت هر پیش‌بینی را بررسی کردند، اما این پژوهش وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی را به‌عنوان منبعی متمایز از ریسک سیستمی بررسی می‌کند. همچنین، برخلاف گروه‌بندی برنامه‌ریزی‌شده در مطالعه زنگ و لیانگ (Zeng & Liang, 2026)، تمرکز زمانی در اینجا پیامدی ناخواسته از وابستگی خطاهاست.

۴-۱۱- دلالت‌های نظری و مدیریتی

از منظر نظری، ارزیابی سامانه‌های پیش‌بینی چندداراییی باید از سنجش خطای هر دارایی به‌صورت منفرد فراتر رود؛ زیرا سامانه‌هایی با میانگین خطای مشابه می‌توانند به‌سبب تفاوت در وابستگی میان خطاها، پیامدهای عملیاتی متفاوتی داشته باشند. این برداشت با استدلال کلاینبرگ و راگاوان (Kleinberg & Raghavan, 2021) درباره پیامدهای استفاده مشترک از الگوریتم‌ها سازگار است و ضرورت گزارش شاخص‌های انتهایی در کنار شاخص‌های میانگین را نشان می‌دهد.

از منظر مدیریتی، ارزیابی عملکرد پیش‌بینی نباید تنها به شاخص‌هایی مانند MAE، RMSE یا میانگین خطا محدود شود؛ بلکه وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی، هم‌زمانی هشدارها و میزان تمرکز زمانی درخواست‌های نگهداری نیز باید پایش شود. برنامه‌ریزی ظرفیت نیز بهتر است بر شاخص‌های انتهایی توزیع، مانند صدک‌های بالای صف و بیشینه فشار بر منابع، استوار باشد و علاوه بر تعداد جایگاه‌های تعمیر، زمان تعمیر، دسترس‌پذیری واقعی ظرفیت و موجودی قطعات یدکی را نیز در نظر بگیرد. نتایج مربوط به اندازه سامانه نشان می‌دهد که افزایش تعداد دارایی‌ها به‌تنهایی نمی‌تواند اثر شوک‌های مشترک را خنثی کند. در مقابل، آزمون تولید نشان داد که وجود حاشیه ظرفیت کافی می‌تواند بخشی از اثر کاهش دسترس‌پذیری بر کمبود تولید را جذب کند. بنابراین، افزایش تاب‌آوری سامانه مستلزم طراحی هماهنگ ظرفیت تعمیر، تأمین قطعات یدکی و حاشیه ظرفیت تولید است.

در مجموع، مدیریت این ریسک به هماهنگی سه لایه نیاز دارد: پایش وابستگی میان خطاها در لایه اطلاعات، فراهم‌کردن ظرفیت واکنش‌پذیر در لایه منابع و گزارش شاخص‌های انتهایی در کنار شاخص‌های میانگین در لایه کنترل عملکرد.

۴-۱۲- محدودیت‌ها و مسیرهای آینده پژوهش

یافته‌های این پژوهش باید با توجه به مرزهای تجربی و استنباطی مدل تفسیر شوند. بخشی از محدودیت‌های ساختاری مدل از طریق آزمون‌های تکمیلی بررسی شد؛ به‌طوری‌که استواری نتایج در برابر شکل‌های جایگزین تأخیر، فعال‌شدن خرابی حین انتظار، کوپولای t

استیودنت، ناهمگنی دوکلاسه، تغییر اندازه سامانه تا ۱۰۰۰ دارایی، تغییر منابع تعمیر، محدودیت صریح قطعات یدکی و نگاشت مستقل تولید ارزیابی شد. بااین‌حال، ρ همچنان یک پارامتر آزمایشی است و مستقیماً از داده‌های عملیاتی یک سامانه چندداراییی واقعی برآورد نشده است. باقی‌مانده‌های RUL از مجموعه FD001 استخراج شده‌اند، زیرسامانه تعمیرگاه در سطح تجمیعی مدل‌سازی شده است و ناهمگنی دارایی‌ها نیز با دو کلاس بازنمایی می‌شود. افزون بر این، سناریوهای افت موقت ظرفیت، محدودیت قطعات یدکی و حاشیه ظرفیت تولید ماهیت آزمون تنش[1] دارند و به‌عنوان کالیبراسیون یک سایت صنعتی مشخص در نظر گرفته نمی‌شوند.

بنابراین، نتایج از نظر ساختاری و محاسباتی از استواری مناسبی برخوردارند، اما تأیید کمی اعتبار بیرونی آن‌ها به داده‌های هم‌زمان پیش‌بینی RUL، هشدارهای نگهداری، فعالیت‌های تعمیر، موجودی قطعات و عملکرد تولید در یک سامانه صنعتی واقعی نیاز دارد. بر این اساس، انتظار می‌رود سازوکار شناسایی‌شده در سایر سامانه‌های چندداراییی دارای هشدارهای پیش‌بینانه و منابع تعمیر مشترک، مانند دارایی‌های پتروشیمی یا نیروگاهی، از نظر مفهومی نیز مطرح باشد؛ بااین‌حال، اندازه کمی اثر بدون کالیبراسیون بر داده‌های همان صنعت قابل تعمیم نیست.

پژوهش‌های آینده می‌توانند به‌جای اعمال برون‌زای وابستگی، شکل‌گیری آن را بر اثر استفاده از مدل‌های پیش‌بینی مشترک، منابع داده مشترک، شرایط محیطی یا خطاهای حسگر به‌صورت درون‌زا مدل‌سازی و برآورد کنند. همچنین، انتخاب و کالیبراسیون ساختارهای وابستگی نامتقارن و سایر خانواده‌های کوپولا با داده‌های واقعی، مدل‌سازی ناهمگنی پیوسته دارایی‌ها، درنظرگرفتن نیروهای تعمیراتی چندمهارتی و بهینه‌سازی هم‌زمان موجودی قطعات یدکی، ظرفیت تعمیر و حاشیه ظرفیت تولید می‌تواند دامنه مدل را گسترش دهد. در نهایت، برآورد میدانی ρ و اعتبارسنجی رفتار صف و تولید با داده‌های عملیاتی واقعی برای گذار از یک آزمایش سازوکاری داده‌آگاه به یک مدل پیش‌بینی کمی و سایت‌محور ضروری است.

۵- نتیجه‌گیری

ریسک نگهداری در سامانه‌های چندداراییی فقط به حجم تقاضا وابسته نیست؛ نحوه توزیع زمانی و هم‌زمانی درخواست‌ها نیز تعیین‌کننده است. در مدل پایه، وابستگی خطاهای پیش‌بینی با ثابت‌بودن ۱۲۰ فعال‌سازی، صدک ۹۵ صف را ۴۶/۱ درصد و بیشینه فشار ظرفیت را ۱۴۷/۷ درصد افزایش داد، درحالی‌که میانگین صف اندکی کاهش یافت. آزمون‌های ساختاری تکمیلی نشان دادند این گسست میان رفتار متوسط و انتهایی در برابر شکل تأخیر، عدم‌قطعیت منابع تعمیر، خرابی حین انتظار، اندازه سامانه، وابستگی دنباله‌ای و ناهمگنی عموماً پایدار است؛ بااین‌حال، شدت این اثر به شرایط سامانه بستگی دارد و در گلوگاه‌های اشباع می‌تواند تحت تأثیر محدودیت غالب، تضعیف یا پوشانده شود.

بنابراین، ارزیابی نگهداری پیش‌بینانه باید دقت حاشیه‌ای پیش‌بینی را با وابستگی بین خطاها، شاخص‌های انتهایی صف و فشار ظرفیت و تاب‌آوری منابع تکمیل کند. در سطح عملیاتی، کاهش هم‌زمانی خطاها و هشدارها، افزایش سرعت واکنش ظرفیت تعمیر، مدیریت موجودی قطعه و حفظ حاشیه مناسب تولید چهار اهرم مکمل برای کاهش ریسک‌اند. نتیجه اصلی پژوهش یک درصد ثابت و عمومی نیست؛ بلکه نشان می‌دهد وابستگی خطا می‌تواند از مسیر تمرکز زمانی، یک ریسک سیستمی ایجاد کند و اندازه این ریسک به معماری منابع و ظرفیت جذب شوک بستگی دارد.

قدردانی

نویسنده از همکارانی که با ارائه دیدگاه‌ها و بازخوردهای مفید در توسعه این پژوهش مشارکت داشتند، قدردانی می‌کند.

حمایت مالی

این پژوهش هیچ‌گونه حمایت مالی دریافت نکرده است.

تعارض منافع

نویسنده اعلام می‌کند که هیچ‌گونه تعارض منافع مرتبط با پژوهش حاضر ندارد.

[1] Stress test

مشارکت‌های نویسندگان

محمد ابراهیمی: مفهوم‌پردازی، مدیریت داده‌ها، تحلیل آماری، تحقیق و بررسی، روش‌شناسی، تأمین منابع، نرم‌افزار، اعتبارسنجی، مصورسازی، مدیریت پروژه، راهنمایی، نگارش پیش‌نویس اصلی، نگارش - بازبینی و ویرایش.

دسترسی به داده‌ها

کدها، داده‌های پردازش‌شده، بردارهای پارامتری و خروجی‌های محاسباتی لازم برای بازتولید تحلیل‌های گزارش‌شده در بسته بازتولیدپذیری محاسباتی ارائه می‌شوند. داده‌های خام NASA C-MAPSS از منبع عمومی اصلی قابل دریافت هستند.

مراجع

Barlas, Y. (1996). Formal aspects of model validity and validation in system dynamics. *System Dynamics Review, 12*(3), 183–210. https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1727(199623)12:3<183::AID-SDR103>3.0.CO;2-4

Bommasani, R., Creel, K. A., Kumar, A., Jurafsky, D., & Liang, P. (2022). Picking on the same person: Does algorithmic monoculture lead to outcome homogenization? *Advances in Neural Information Processing Systems, 35*, 3663–3678. https://doi.org/10.52202/068431-0265

Chen, R., Zhang, C., Lu, Y., Wang, S., Du, S., & Zhang, Y. (2026). Bivariate-dependent remaining useful life prediction based on copulas and Tweedie exponential dispersion process. *Reliability Engineering & System Safety, 274*, 112422. https://doi.org/10.1016/j.ress.2026.112422

Crespo del Castillo, A., & Parlikad, A. K. (2024). Dynamic fleet management: Integrating predictive and preventive maintenance with operation workload balance to minimise cost. *Reliability Engineering & System Safety, 249*, 110243. https://doi.org/10.1016/j.ress.2024.110243

Crespo del Castillo, A., Marcos, J. A., & Parlikad, A. K. (2023). Dynamic fleet maintenance management model applied to rolling stock. *Reliability Engineering & System Safety, 240*, 109607. https://doi.org/10.1016/j.ress.2023.109607

de Pater, I., & Mitici, M. (2021). Predictive maintenance for multi-component systems of repairables with Remaining-Useful-Life prognostics and a limited stock of spare components. *Reliability Engineering & System Safety, 214*, 107761. https://doi.org/10.1016/j.ress.2021.107761

de Pater, I., & Mitici, M. (2027). Multi-stage stochastic programming for predictive maintenance scheduling with probabilistic Remaining Useful Life prognostics. *Reliability Engineering & System Safety, 277*, 113184. https://doi.org/10.1016/j.ress.2026.113184

Fang, G., & Pan, R. (2021). On multivariate copula modeling of dependent degradation processes. *Computers & Industrial Engineering, 159*, 107450. https://doi.org/10.1016/j.cie.2021.107450

Golestani, N., Arzaghi, E., Abbassi, R., Garaniya, V., & Meng, H. (2023). A system dynamics model of offshore wind farm degradation: Enabling operation and maintenance planning under foreseen asset management impacts. *Applied Ocean Research, 138*, 103685. https://doi.org/10.1016/j.apor.2023.103685

Hemmasian Etefagh, M. (2022). Modeling of machinery productivity management based on system dynamics approach. System Engineering and Productivity, 2(1). https://doi.org/10.22034/sep.2022.243407

Jardine, A. K. S., Lin, D., & Banjevic, D. (2006). A review on machinery diagnostics and prognostics implementing condition-based maintenance. *Mechanical Systems and Signal Processing, 20*(7), 1483–1510. https://doi.org/10.1016/j.ymssp.2005.09.012

Ke, G., Meng, Q., Finley, T., Wang, T., Chen, W., Ma, W., Ye, Q., & Liu, T.-Y. (2017). LightGBM: A highly efficient gradient boosting decision tree. *Advances in Neural Information Processing Systems, 30*, 3146–3154.

Kleinberg, J., & Raghavan, M. (2021). Algorithmic monoculture and social welfare. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 118*(22), e2018340118. https://doi.org/10.1073/pnas.2018340118

Landau, D., de Pater, I., Mitici, M., & Saurabh, N. (2026). Federated learning framework for collaborative remaining useful life prognostics: An aircraft engine case study. *Future Generation Computer Systems, 174*, 107945. https://doi.org/10.1016/j.future.2025.107945

Lee, J., & Mitici, M. (2023). Deep reinforcement learning for predictive aircraft maintenance using probabilistic Remaining-Useful-Life prognostics. *Reliability Engineering & System Safety, 230*, 108908. https://doi.org/10.1016/j.ress.2022.108908

Linnéusson, G., Ng, A. H. C., & Aslam, T. (2018). Towards strategic development of maintenance and its effects on production performance by using system dynamics in the automotive industry. *International Journal of Production Economics, 200*, 151–169. https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2018.03.024

Marino, S., Hogue, I. B., Ray, C. J., & Kirschner, D. E. (2008). A methodology for performing global uncertainty and sensitivity analysis in systems biology. *Journal of Theoretical Biology, 254*(1), 178–196. https://doi.org/10.1016/j.jtbi.2008.04.011

McKay, M. D., Beckman, R. J., & Conover, W. J. (1979). A comparison of three methods for selecting values of input variables in the analysis of output from a computer code. *Technometrics, 21*(2), 239–245. https://doi.org/10.1080/00401706.1979.10489755

Nelsen, R. B. (2006). *An introduction to copulas* (2nd ed.). Springer. https://doi.org/10.1007/0-387-28678-0

Salehian, Z., & Jahan, A. (2022). Establishing a reliability-based maintenance methodology in a gas pressure reduction system. System Engineering and Productivity, 1(1), 121–136. https://doi.org/10.22034/sep.2022.243401

Saxena, A., Goebel, K., Simon, D., & Eklund, N. (2008). Damage propagation modeling for aircraft engine run-to-failure simulation. *2008 International Conference on Prognostics and Health Management*, 1–9. https://doi.org/10.1109/PHM.2008.4711414

Shams, H., Hashemzadeh Khorasgani, G. R., Abbaspour Esfadan, G., Farsijani, H., & Shahmansouri, A. (2025). Presentation of a mathematical model to examine the economic advantages of maintenance strategies. *System Engineering and Productivity, 5*(2), 17–33. https://doi.org/10.22034/sep.2025.2051634.1264

Tamssaouet, F., Nguyen, K. T. P., Medjaher, K., & Orchard, M. E. (2023). System-level failure prognostics: Literature review and main challenges. *Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers, Part O: Journal of Risk and Reliability, 237*(3), 524–545. https://doi.org/10.1177/1748006X221118448

Tavakkoli-Moghaddam, H., Zegordi, S. H., & Amin-Nasseri, M. R. (2022). Online job shop scheduling and dynamic predictive maintenance by machine learning. *Journal of Decisions and Operations Research, 7*(3), 496–515. (In Persian). https://doi.org/10.22105/dmor.2022.310377.1504

Tseremoglou, I., Bieber, M. T., Verhagen, W. J. C., Santos, B. F., Freeman, F. C., & van Kessel, P. J. (2022). The impact of prognostic uncertainty on condition-based maintenance scheduling: An integrated approach. *AIAA AVIATION 2022 Forum*, AIAA 2022-3967. https://doi.org/10.2514/6.2022-3967

Yıldız, G. B., & Soylu, B. (2023). Integrating preventive and predictive maintenance policies with system dynamics: A decision table approach. *Advanced Engineering Informatics, 56*, 101952. https://doi.org/10.1016/j.aei.2023.101952

Zarei, M., & Keshavarzi, M. (2026). Analyzing barriers to the development of sustainable predictive maintenance in industrial equipment of petrochemical complexes using FDM-DEMATEL (A case study). *System Engineering and Productivity, 6*(4), 251–279. (In Persian). https://doi.org/10.22034/sep.2026.2090483.1504

Zeng, J., & Liang, Z. (2026). Predictive group maintenance using probabilistic prognostics and deep reinforcement learning. *Computers & Industrial Engineering, 212*, 111738. https://doi.org/10.1016/j.cie.2025.111738

پیوست الف. پارامترها، شرایط اولیه و دامنه‌های تحلیل حساسیت

این پیوست مقادیر پایه، شرایط اولیه و دامنه‌های به‌کاررفته در تحلیل حساسیت را مطابق نسخه اجرایی تثبیت‌شده مدل مستند می‌کند. پارامترهای خارج از تحلیل حساسیت در همه سناریوها ثابت نگه داشته شدند. **جدول الف-۱** مشخصات کامل پارامترها، شرایط اولیه و دامنه‌های تحلیل را ارائه می‌کند.

برای بررسی ناهمگنی، ۱۲۰ دارایی به دو کلاس ۶۰ تایی تقسیم شدند، به‌گونه‌ای که میانگین پارامترهای دو کلاس حول مقادیر پایه حفظ شود. در سطح نخست ناهمگنی زوال، ضریب زوال برای کلاس اول ۰/۷۵ و برای کلاس دوم ۱/۲۵ در نظر گرفته شد و در سطح شدیدتر، این ضرایب به‌ترتیب ۰/۵ و ۱/۵ بودند. در حالت ناهمگنی چندفرآیندی، علاوه بر زوال، نرخ خرابی و نرخ تعمیر نیز بین دو کلاس متفاوت در نظر گرفته شدند؛ به‌طوری‌که ضرایب خرابی در یک سطح برای دو کلاس به‌ترتیب ۰/۸۵ و ۱/۱۵ و در سطح شدیدتر ۰/۷ و ۱/۳ بودند. ضرایب نرخ تعمیر نیز به‌ترتیب ۱/۱۵ و ۰/۸۵ و در سطح شدیدتر ۱/۳ و ۰/۷ در نظر گرفته شدند. در آزمون قطعات یدکی، در سناریوی متوسط، موجودی هدف برابر با $2C_0$ و زمان تأمین برابر با τ_r در نظر گرفته شد. در سناریوی محدود، موجودی هدف به $1/5C_0$ کاهش و زمان تأمین به $1/5\tau_r$ افزایش یافت. در حالت اشباع شدید نیز موجودی هدف برابر با C_0 و زمان تأمین برابر با $2\tau_r$ تعریف شد. این سناریوها به‌عنوان آزمون تنش طراحی شده‌اند و بیانگر کالیبراسیون میدانی یک سایت صنعتی مشخص نیستند.

پیوست ب. تنظیمات بازتولید و طراحی تحلیل‌های عددی

این پیوست طبق **جدول ب-۱** تنظیمات شبیه‌سازی، ورودی‌های برون‌زا، طراحی تحلیل‌های حساسیت و مقایسه جفتی و کنترل تطابق عددی را گزارش می‌کند تا فرآیند محاسباتی و مسیر تولید نتایج به‌طور مستقل ارزیابی‌پذیر باشد.

پیوست پ. روابط اجرایی تکمیلی مدل

برای تکمیل مستندسازی ساختار اجرایی، روابط انباشت‌ها، جریان‌ها، متغیرهای کمکی و سیاستی و شاخص‌های عملکرد در این پیوست ارائه شده‌اند. این روابط از نظر ریاضی با نسخه اجرایی تثبیت‌شده مدل هم‌ارزند. **جداول پ-۱** تا **پ-۴** به‌ترتیب انباشت‌ها، جریان‌های اصلی، متغیرهای کمکی و سیاستی و شاخص‌های عملکرد و کنترل را گزارش می‌کنند.

در روابط زیر، $\mathrm{INTEG}(x, x_0)$ انباشت جریان خالص x با مقدار اولیه x_0، $\mathrm{ZIDZ}(x, y)$ تقسیم ایمن x بر y با خروجی صفر در $y = 0$ و $\mathrm{DELAYFIXED}(x, \tau, x_0)$ تأخیر ثابت τ با مقدار اولیه x_0 را نشان می‌دهد.

پیوست ت. طراحی و نتایج تکمیلی آزمون‌های استواری ساختاری

این پیوست طبق **جدول ت-۱**، طراحی دقیق هشت خانواده آزمون استواری ساختاری تکمیلی را با هدف مستندسازی کامل و تسهیل بازتولید نتایج ارائه می‌کند. در تمامی مقایسه‌های جفتی، مؤلفه‌های تصادفی متناظر بین دو حالت مشترک نگه داشته شدند. همچنین، برای هر توسعه ساختاری، شرط بازتولید حالت پایه برقرار بود؛ به این معنا که با غیرفعال‌کردن سازوکار افزوده‌شده، مدل توسعه‌یافته باید نتایج نسخه پایه را در محدوده تلرانس عددی بازتولید می‌کرد. مقادیر و سناریوهای گزارش‌شده در ادامه برای آزمون استواری ساختاری مدل تعریف شده‌اند و نباید به‌عنوان کالیبراسیون میدانی یک سامانه صنعتی مشخص تفسیر شوند.

جدول الف-۱. مشخصات کامل پارامترها و شرایط اولیه مدل

Table A1. Complete specifications of model parameters and initial conditions

ردیف	مؤلفه	مقدار پایه	دامنه/سطوح	واحد	نقش و وضعیت در تحلیل
الف) اندازه مجموعه دارایی‌ها، ظرفیت و بار کاری					
۱	اندازه مجموعه دارایی‌ها	۱۲۰	ثابت	دارایی	اندازه کل سامانه و مبنای کنترل تراز دارایی‌ها؛ پارامتر ساختاری ثابت و منطبق با مقدار اولیه دارایی‌های سالم.
۲	بار کاری موردنیاز سامانه	۱۲۰	ثابت	دارایی	تقاضای کاری ثابت که میان دارایی‌های عملیاتی مؤثر توزیع می‌شود؛ پارامتر ساختاری ثابت و مبنای محاسبه بار کاری هر دارایی فعال.
۳	ظرفیت ذخیره دائمی نگهداری و تعمیرات (C_{res})	۰	ثابت	دارایی	جزء ثابت ظرفیت پایه؛ در حالت پایه صفر است، بنابراین ظرفیت پایه فقط از جزء ثابت چهار دارایی تشکیل می‌شود.
۴	ظرفیت پایه نگهداری و تعمیرات	۴	مشتق‌شده از ۴ + ظرفیت ذخیره دائمی	دارایی	ظرفیت تعمیراتی در دسترس پیش از فعال‌شدن ظرفیت اضافی؛ با ظرفیت ذخیره صفر، مقدار آن چهار دارایی است.

ادامه جدول الف-۱.

Table A1 continued.

ردیف	مؤلفه	مقدار پایه	دامنه/سطوح	واحد	نقش و وضعیت در تحلیل
ب) پارامترهای پاسخ ظرفیت و تخصیص تعمیرات					
۵	تأخیر فعال‌سازی ظرفیت اضافی	۵	۳ تا ۷	چرخه	زمان لازم برای تبدیل فشار بر ظرفیت به ظرفیت اضافی فعال؛ یکی از پنج پارامتر تحلیل تک‌پارامتری و سراسری.
۶	زمان آزادسازی ظرفیت اضافی	۵	۳ تا ۷	چرخه	مدت ماندگاری ظرفیت اضافی پس از کاهش فشار؛ یکی از پنج پارامتر تحلیل تک‌پارامتری و سراسری.
۷	میانگین زمان تعمیر (τ_r)	۵	۴ تا ۶	چرخه	میانگین زمان اقامت/MTTR در انباشت «در حال تعمیر»؛ مقدار پایه ۵ چرخه است و در آزمون تکمیلی، بازه ۴ تا ۶ چرخه بررسی شد.
۸	زمان تخصیص ظرفیت تعمیراتی	۱	ثابت	چرخه	مقیاس زمانی پذیرش دارایی از دو صف به فرآیند تعمیر؛ پارامتر ساختاری ثابت.
۹	حساسیت اولویت تعمیرات اضطراری	۰/۲۵	۰/۱۸۷۵ تا ۰/۳۱۲۵	دارایی$^{-1}$	شدت افزایش سهم ظرفیت تخصیص‌یافته به تعمیرات اضطراری با رشد صف اضطراری؛ یکی از پنج پارامتر تحلیل تک‌پارامتری و سراسری.
۱۰	حداکثر زمان انتظار مرجع (T_{max})	۲۸۰	ثابت	چرخه	کران مرجع محاسبه زمان انتظار و جلوگیری از نسبت نامعین؛ برابر افق شبیه‌سازی و ثابت در همه تحلیل‌ها.
پ) پارامترهای فعال‌سازی پیش‌بینانه، زوال و خرابی					
۱۱	زمان اعمال فعال‌سازی پیش‌بینانه	۱	ثابت	چرخه	مقیاس زمانی تبدیل ورودی پیش‌بینانه به فعال‌سازی واقعی؛ پارامتر ساختاری ثابت.
۱۲	سهم خروج از سرویس در پی فعال‌سازی پیش‌بینانه	۱	$\alpha \in \{1, 0.75, 0.50, 0.25\}$	بی‌بعد	مقدار پایه ۱ (خروج کامل) است؛ در آزمون تکمیلی برای فعال‌کردن مسیر خرابی حین انتظار تا ۰/۲۵ کاهش یافت.
۱۳	تأخیر اثر بار کاری بر زوال	۵	تأخیر ثابت، تأخیر مرتبه اول و تأخیر توزیع‌شده مرتبه سوم؛ با میانگین یکسان ۵ چرخه	چرخه	در حالت پایه، تأخیر ثابت برابر با ۵ چرخه است؛ در آزمون تکمیلی دو فرم جایگزین با همان میانگین برای بررسی حساسیت نتایج به شکل تأخیر آزمون شدند.
۱۴	حساسیت زوال به بار کاری	۱	۰/۵ تا ۱/۵	بی‌بعد	شدت افزایش غیرخطی زوال در شرایط اضافه‌بار؛ یکی از پنج پارامتر تحلیل تک‌پارامتری و سراسری.
۱۵	نرخ پایه زوال دارایی‌ها	۰/۰۰۳۵۷۱۴۳ (۱/۲۸۰=)	ثابت	چرخه$^{-1}$	نرخ انتقال دارایی سالم به وضعیت زوال‌یافته پیش از اثر فشار ناشی از بار کاری؛ پارامتر ساختاری ثابت.

ادامه جدول الف-۱.

Table A1 continued.

ردیف	مؤلفه	مقدار پایه	دامنه/سطوح	واحد	نقش و وضعیت در تحلیل
ب) پارامترهای پاسخ ظرفیت و تخصیص تعمیرات					
۱۶	نرخ پایه خرابی دارایی زوال‌یافته	۰/۰۳۳۳۳۳۳ (۱/۳۰)=	۰/۰۲۵ تا ۰/۰۴۱۶۶۶۷	چرخه$^{-1}$	نرخ پایه تبدیل دارایی زوال‌یافته به خرابی اضطراری؛ یکی از پنج پارامتر تحلیل تک‌پارامتری و سراسری.
۱۷	حساسیت خرابی به زمان انتظار (η_w)	۰/۰۰۱۱۱۱۱۱	۰/۰۰۰۵۵۵۵۶ -۰/۰۰۲۲۲۲۲۲ (۰/۵ تا ۲ برابر پایه)	چرخه$^{-2}$	ضریب حساسیت نرخ خرابی حین انتظار به زمان انتظار؛ نرخ لحظه‌ای از ضرب این ضریب در زمان انتظار صف به دست می‌آید. در $\alpha = 1$ مسیر غیرفعال است.
ت) محرک آزمایشی وابستگی خطا و ورودی پیش‌بینانه					
۱۸	ضریب وابستگی میان خطاهای پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده	$\rho = 0.8$ در سناریوی اصلی	$\rho = 0, 0.2$ $0.4, 0.6, 0.8$	بی‌بعد	محرک آزمایشی کنترل‌شده برای ساخت تمرکز زمانی؛ برآورد میدانی از FD001 نیست. بازه تقریبی $0 \le \tau \le 0.59$
ث) شرایط اولیه انباشت‌ها					
۱۹	دارایی‌های عملیاتی سالم	۱۲۰	شرط اولیه ثابت	دارایی	انباشت اولیه دارایی‌های سالم در آغاز شبیه‌سازی؛ شرط اولیه مستقیم انباشت در مدل.
۲۰	دارایی‌های عملیاتی زوال‌یافته	۰	شرط اولیه ثابت	دارایی	انباشت اولیه دارایی‌های زوال‌یافته؛ شرط اولیه مستقیم انباشت در مدل.
۲۱	صف نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه	۰	شرط اولیه ثابت	دارایی	موجودی اولیه صف پیش‌بینانه؛ شرط اولیه مستقیم انباشت در مدل.
۲۲	صف تعمیرات اضطراری	۰	شرط اولیه ثابت	دارایی	موجودی اولیه صف اضطراری؛ شرط اولیه مستقیم انباشت در مدل.
۲۳	دارایی‌های در حال تعمیر	۰	شرط اولیه ثابت	دارایی	موجودی اولیه دارایی‌های در فرآیند تعمیر؛ شرط اولیه مستقیم انباشت در مدل.
۲۴	ظرفیت اضافی فعال نگهداری و تعمیرات	۰	شرط اولیه ثابت	دارایی	انباشت اولیه ظرفیت اضافی فعال؛ شرط اولیه مستقیم انباشت در مدل.

یادداشت: مقدار پایه «حساسیت نرخ خرابی به زمان انتظار» برابر با ۰/۰۰۱۱۱۱۱۱ چرخه$^{-2}$ است و نرخ خرابی حین انتظار خود تابعی از زمان انتظار در صف نگهداری پیش‌بینانه است. در حالت پایه، با فرض $\alpha = 1$، جریان خرابی حین انتظار به دلیل صفر شدن عبارت $(\alpha - 1)$ برابر صفر می‌شود؛ بنابراین، غیرفعال بودن این مسیر ناشی از صفر بودن حساسیت خرابی به زمان انتظار نیست. در آزمون تکمیلی، α در سطوح ۰/۲۵، ۰/۵، ۰/۷۵ و ۱ و حساسیت خرابی حین انتظار در سطوح ۰/۵، ۱ و ۲ برابر مقدار پایه بررسی شد.

جدول ب-۱. تنظیمات بازتولید، نمونه‌برداری و کنترل تطابق عددی

Table B1. Reproducibility, sampling, and numerical-agreement settings

ردیف	مؤلفه بازتولیدپذیری	تنظیم/ مقدار	قاعده بازتولید
الف) تنظیمات اصلی شبیه‌سازی در ونسیم			
۱	زمان آغاز شبیه‌سازی	۰ چرخه	مطابق زمان آغاز ثبت‌شده در بخش کنترل مدل.
۲	زمان پایان شبیه‌سازی	۲۸۰ چرخه	مطابق زمان پایان ثبت‌شده در بخش کنترل مدل؛ با احتساب نقطه صفر، ۲۸۱ نقطه زمانی ذخیره می‌شود.
۳	گام زمانی	۱ چرخه	مطابق گام زمانی ثبت‌شده در بخش کنترل مدل؛ همه جدول‌های ورودی نیز با همین گام زمانی خوانده می‌شوند.
۴	تناوب ذخیره خروجی	۱ چرخه	تناوب ذخیره خروجی برابر گام زمانی است؛ بنابراین خروجی در هر گام محاسباتی ذخیره می‌شود.
۵	کنترل تراز دارایی‌ها	خطای تراز دارایی‌ها = اندازه مجموعه دارایی‌ها - مجموع پنج انباشت فیزیکی	این متغیر فقط برای کنترل بقای ۱۲۰ دارایی تعریف شده و در ایجاد رفتار مدل نقشی ندارد.
ب) ورودی برون‌زای نگهداری پیش‌بینانه و نگاشت ضریب وابستگی			
۶	نوع ورودی پیش‌بینانه	پنج سری زمانی درون‌مدلی، هر یک شامل ۲۸۱ نقطه	سری‌ها با گام زمانی یک چرخه در فایل مدل تعبیه شده‌اند و ضریب وابستگی فقط سری متناظر را انتخاب می‌کند.
۷	قاعده انتخاب سری بر اساس ضریب وابستگی	کمتر از ۰/۱: سری صفر؛ ۰/۱ تا کمتر از ۰/۳: سری ۰/۲؛ ۰/۳ تا کمتر از ۰/۵: سری ۰/۴؛ ۰/۵ تا کمتر از ۰/۷: سری ۰/۶؛ ۰/۷ و بیشتر: سری ۰/۸	این قاعده دقیقاً از زنجیره شرطی متغیر «سری زمانی ورودهای پیش‌بینانه» بازتولید می‌شود.
۸	برابری تقاضای کل میان سطوح وابستگی	در هر پنج سری، مجموع ورودهای پیش‌بینانه ۱۲۰- دارایی	این محدودیت باعث می‌شود تغییر نتایج به تمرکز زمانی ورودها نسبت داده شود، نه به تغییر حجم کل تقاضا.
۹	مشخصات سری وابستگی صفر	مجموع ۱۲۰؛ بیشینه ورود در یک چرخه ۴؛ ۹۶ چرخه دارای ورود	کم‌تمرکزترین الگوی زمانی در مجموعه آزمایش.
۱۰	مشخصات سری وابستگی ۰/۲	مجموع ۱۲۰؛ بیشینه ورود ۶؛ ۷۵ چرخه دارای ورود	تمرکز زمانی بیشتر از سناریوی وابستگی صفر.
۱۱	مشخصات سری وابستگی ۰/۴	مجموع ۱۲۰؛ بیشینه ورود ۸؛ ۶۶ چرخه دارای ورود	سطح میانی وابستگی.
۱۲	مشخصات سری وابستگی ۰/۶	مجموع ۱۲۰؛ بیشینه ورود ۱۲؛ ۵۲ چرخه دارای ورود	تمرکز زمانی شدیدتر با کاهش تعداد چرخه‌های فعال.
۱۳	مشخصات سری وابستگی ۰/۸	مجموع ۱۲۰؛ بیشینه ورود ۱۵؛ ۳۵ چرخه دارای ورود	سناریوی اصلی تنش و مبنای تحلیل تک‌پارامتری و سراسری؛ بالاترین تمرکز زمانی ورودها.

ادامه جدول ب-۱.

Table B1 continued.

ردیف	مؤلفه بازتولیدپذیری	تنظیم/ مقدار	قاعده بازتولید
پ) طراحی تحلیل حساسیت تک‌پارامتری و سراسری			
۱۴	تعداد پارامترهای تحلیل تک‌پارامتری	۵ پارامتر	تأخیر فعال‌سازی ظرفیت، زمان آزادسازی ظرفیت، حساسیت اولویت اضطراری، حساسیت زوال به بار کاری و نرخ پایه خرابی.
۱۵	سطوح هر پارامتر در تحلیل تک‌پارامتری	سه سطح پایین، پایه و بالا	در هر گروه فقط یک پارامتر تغییر کرد؛ سایر پارامترها در مقدار پایه و ضریب وابستگی در سطح ۰/۸ ثابت ماندند.
۱۶	تعداد اجراهای تحلیل تک‌پارامتری	۱۵ اجرا	پنج پارامتر × سه سطح؛ اجرای پایه هر گروه برای کنترل بازگشت به مقادیر مرجع مدل پایه بررسی شد.
۱۷	روش نمونه‌برداری در تحلیل سراسری	نمونه‌برداری ابرمکعب لاتین	پنج پارامتر به‌طور هم‌زمان در دامنه‌های جدول الف-۱ نمونه‌برداری شدند.
۱۸	توزیع پارامترها در تحلیل سراسری	یکنواخت در دامنه پایین تا بالا	ضریب وابستگی جزو پارامترهای عدم‌قطعیت نبود و در تحلیل سراسری اصلی برابر ۰/۸ نگه داشته شد.
۱۹	اندازه نمونه سراسری	۵۰۰۰ بردار پارامتری	برای هر بردار، کل افق ۰ تا ۲۸۰ چرخه شبیه‌سازی و شاخص‌های میانگین، صدک ۹۵، بیشینه/کمینه و مجموع حسب نوع خروجی استخراج شد.
۲۰	ثبت بردارهای نمونه‌گیری‌شده	۵۰۰۰ بردار مورد استفاده در تحلیل سراسری	همان بردارها در مقایسه جفتی دو سطح وابستگی استفاده شدند؛ بازتولید عین نمونه‌ها مستلزم نگهداری فایل بردارها همراه کد تحلیل است.
۲۱	تحلیل حساسیت سراسری	ضریب همبستگی رتبه‌ای جزئی	برای هر خروجی، ضریب همبستگی رتبه‌ای جزئی پس از کنترل اثر سایر پارامترها محاسبه شد و سطح معناداری متناظر نیز گزارش شد.
۲۲	کنترل همگرایی ضریب همبستگی رتبه‌ای جزئی	اندازه نمونه‌های ۱۰۰۰، ۲۵۰۰ و ۵۰۰۰	پایداری رتبه و مقدار پارامتر غالب در سه اندازه نمونه بررسی شد تا نتیجه به اندازه نمونه وابسته نباشد.
۲۳	آزمون جفتی استواری اثر وابستگی	۵۰۰۰ بردار یکسان در سطوح وابستگی صفر و ۰/۸	برای هر بردار پارامتری فقط سطح وابستگی تغییر کرد؛ بنابراین اختلاف درون هر جفت، اثر وابستگی را پس از کنترل عدم‌قطعیت پارامترها اندازه می‌گیرد.
۲۴	تعداد ارزیابی‌های سراسری جفت‌شده	۱۰۰۰۰ اجرای مدل	۵۰۰۰ اجرا در سطح وابستگی ۰/۸ و همان ۵۰۰۰ بردار در سطح وابستگی صفر؛ نتایج سطح ۰/۸ همان تحلیل اصلی عدم‌قطعیت را تشکیل می‌دهد.

ادامه جدول ب-۱.

Table B1 continued.

ردیف	مؤلفه بازتولیدپذیری	تنظیم/ مقدار	قاعده بازتولید
ت) کنترل بازتولید عددی و خروجی‌ها			
۲۵	محیط بازتولید عددی	پایتون بر پایه همان معادلات و شرایط اولیه مدل	بازتولید پایتون برای اجرای تحلیل سراسری انجام شد و مدل جانشین نبود؛ ساختار معادلات و شرایط اولیه تغییر نکرد.
۲۶	کنترل تطابق نتایج ونسیم و پایتون	بیشینه اختلاف سری صف کمتر از ۰/۰۰۰۰۵؛ اختلاف اغلب شاخص‌های دیگر حدود ۰/۰۰۰۰۰۱	این تطابق پیش از اجرای تحلیل ۵۰۰۰ نمونه‌ای کنترل شد و مبنای پذیرش بازتولید عددی قرار گرفت.
۲۷	خروجی‌های اصلی گزارش‌شده	صف پیش‌بینانه، صف اضطراری، فشار بر ظرفیت، ظرفیت اضافی فعال، دسترس‌پذیری، فشار زوال، خرابی اضطراری و زیان بهره‌وری	بر حسب ماهیت هر خروجی، میانگین، صدک ۹۵، بیشینه، کمینه، نسبت بیشینه به میانگین یا مقدار تجمعی از کل ۲۸۱ نقطه زمانی استخراج شد.

جدول پ-۱. انباشت‌های مدل

Table C1. Model stocks

ردیف	متغیر و نماد	رابطه اجرایی	واحد
۱	دارایی‌های عملیاتی سالم H	$H = \mathrm{INTEG}(K - G - A^{PH}, 120)$	دارایی
۲	دارایی‌های عملیاتی زوال‌یافته D	$D = \mathrm{INTEG}(G - A^{PD} - F, 0)$	دارایی
۳	صف نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه Q_p	$Q_p = \mathrm{INTEG}(A^{PD} + A^{PH} - J_p - F_w, 0)$	دارایی
۴	صف تعمیرات اضطراری Q_e	$Q_e = \mathrm{INTEG}(F + F_w - J_e, 0)$	دارایی
۵	دارایی‌های در حال تعمیر R	$R = \mathrm{INTEG}(J_p + J_e - K, 0)$	دارایی
۶	ظرفیت اضافی فعال نگهداری و تعمیرات C_x	$C_x = \mathrm{INTEG}(I_c - O_c, 0)$	دارایی

جدول پ-۲. جریان‌های اصلی

Table C2. Main model flows

ردیف	متغیر و نماد	رابطه اجرایی	واحد
۱	فعال‌سازی پیش‌بینانه دارایی‌های زوال‌یافته A^{PD}	$A^{PD} = \min(I_\rho(t), D/\tau_p)$	دارایی/چرخه
۲	فعال‌سازی پیش‌بینانه دارایی‌های سالم A^{PH}	$A^{PH} = \min[\max(0, I_\rho(t) - A^{PD}), H/\tau_p]$	دارایی/چرخه
۳	تکمیل تعمیرات K	$K = R/\tau_r$	دارایی/چرخه
۴	خرابی اضطراری F	$F = D\lambda_f$	دارایی/چرخه
۵	خرابی حین انتظار F_w	$F_w = Q_p\lambda_w(1-\alpha)$	دارایی/چرخه
۶	زوال G	$G = H\lambda_d\varphi$	دارایی/چرخه
۷	آزادسازی ظرفیت اضافی O_c	$O_c = (C_x/\tau_{\mathrm{off}})\max[0, 1 - \min(1, P_{\mathrm{cap}})]$	دارایی/چرخه
۸	فعال‌سازی ظرفیت اضافی I_c	$I_c = G_c/\tau_{\mathrm{on}}$	دارایی/چرخه
۹	پذیرش برای تعمیرات اضطراری J_e	$J_e = \min(Q_e, s_e C_{\mathrm{free}})/\tau_a$	دارایی/چرخه
۱۰	پذیرش برای نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه J_p	$J_p = \min(Q_p, s_p C_{\mathrm{free}})/\tau_a$	دارایی/چرخه

جدول پ-۳. متغیرهای کمکی و سیاستی

Table C3. Auxiliary and policy variables

ردیف	متغیر و نماد	رابطه اجرایی	واحد
۱	کل فعال‌سازی‌های پیش‌بینانه A^P	$A^P = A^{PD} + A^{PH}$	دارایی/چرخه
۲	بار کاری هر دارایی فعال w	$w = \mathrm{ZIDZ}(W_{\mathrm{req}}, N_{\mathrm{eff}})$	بدون‌بعد
۳	بار کاری تأخیردار هر دارایی فعال $\tilde{w}$	$\tilde{w} = \mathrm{DELAYFIXED}(w, \tau_w, 1)$	بدون‌بعد
۴	سری زمانی ورودهای پیش‌بینانه $I_\rho(t)$	$I_\rho(t) = \begin{cases} I_0(t), & \rho < 0.1 \\ I_{0.2}(t), & 0.1 \le \rho < 0.3 \\ I_{0.4}(t), & 0.3 \le \rho < 0.5 \\ I_{0.6}(t), & 0.5 \le \rho < 0.7 \\ I_{0.8}(t), & \rho \ge 0.7 \end{cases}$	دارایی/چرخه
۵	سهم ظرفیت تعمیرات اضطراری s_e	$s_e = \min[1, \max(0, \beta Q_e)]$	بدون‌بعد
۶	سهم ظرفیت نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه s_p	$s_p = 1 - s_e$	بدون‌بعد
۷	ظرفیت آزاد تعمیرات C_{free}	$C_{\mathrm{free}} = \max(0, C_{\mathrm{eff}} - R)$	دارایی
۸	ظرفیت مؤثر نگهداری و تعمیرات C_{eff}	$C_{\mathrm{eff}} = C_0 + C_x$	دارایی
۹	ظرفیت پایه نگهداری و تعمیرات C_0	$C_0 = 4 + C_{\mathrm{res}}$	دارایی
۱۰	فشار بر ظرفیت نگهداری و تعمیرات P_{cap}	$P_{\mathrm{cap}} = \mathrm{ZIDZ}(Q_p + Q_e, C_{\mathrm{eff}})$	بدون‌بعد
۱۱	فشار زوال ناشی از بار کاری φ	$\varphi = 1 + \gamma[\max(0, \tilde{w} - 1)]^2$	بدون‌بعد
۱۲	ظرفیت اضافی موردنیاز G_c	$G_c = C_0 \max(0, P_{\mathrm{cap}} - 1)$	دارایی
۱۳	دارایی‌های خارج از سرویس N_{un}	$N_{\mathrm{un}} = \alpha Q_p + Q_e + R$	دارایی
۱۴	تعداد مؤثر دارایی‌های عملیاتی N_{eff}	$N_{\mathrm{eff}} = H + D + (1 - \alpha) Q_p$	دارایی
۱۵	نرخ خرابی اضطراری λ_f	$\lambda_f = \lambda_{f,0}$	چرخه$^{-1}$
۱۶	نرخ خرابی حین انتظار λ_w	$\lambda_w = \eta_w T_{w,p}$	چرخه$^{-1}$
۱۷	کل صف‌های تعمیراتی Q_T	$Q_T = Q_p + Q_e$	دارایی

جدول پ-۴. شاخص‌های عملکرد و کنترل

Table C4. Performance and control indicators

ردیف	متغیر و نماد	رابطه اجرایی	واحد
۱	بهره‌وری مؤثر سامانه P_r	$P_r = A_v$	بدون‌بعد
۲	خطای تراز دارایی‌ها E_N	$E_N = N - (H + D + Q_p + Q_e + R)$	دارایی
۳	دسترس‌پذیری سامانه A_v	$A_v = N_{\mathrm{eff}}/N$	بدون‌بعد
۴	زمان انتظار در صف تعمیرات اضطراری $T_{w,e}$	$T_{w,e} = \mathrm{ZIDZ}[Q_e, \max(J_e, Q_e/T_{\max})]$	چرخه
۵	زمان انتظار در صف نگهداری و تعمیرات پیش‌بینانه $T_{w,p}$	$T_{w,p} = \mathrm{ZIDZ}[Q_p, \max(J_p, Q_p/T_{\max})]$	چرخه
۶	زیان لحظه‌ای بهره‌وری L_p	$L_p = 1 - P_r$	بدون‌بعد

یادداشت: در حالت پایه، ظرفیت ذخیره دائمی $C_{\mathrm{res}} = 0$ و سهم خروج از سرویس پس از فعال‌سازی پیش‌بینانه $\alpha = 1$ است؛ بنابراین مسیر خرابی حین انتظار غیرفعال و $F_w = 0$ خواهد بود. همچنین، برقراری $E_N = 0$ در تمام چرخه‌ها، حفظ تراز فیزیکی ۱۲۰ دارایی را تأیید می‌کند.

جدول ت-۱.طراحی، کنترل اجرا، نتایج کلیدی و مرز تفسیر آزمون‌های استواری ساختاری

Table D1. Design, execution controls, key results, and interpretation boundaries of structural robustness tests

آزمون	طراحی و پارامترها	کنترل اجرا	نتیجه کلیدی	مرز تفسیر
۱. شکل تأخیر	فقط شکل تأخیر انتقال اثر بار کاری بر زوال تغییر داده شد و سایر اجزای مدل ثابت ماندند. سه حالت با میانگین یکسان ۵ چرخه بررسی شد: تأخیر ثابت (Fixed)، تأخیر مرتبه اول (First-order) تأخیر توزیع‌شده مرتبه سوم (Distributed-3). تأخیر مرتبه اول در پویایی سیستم نماینده یک پاسخ نمایی است.	برای هر شکل تأخیر ۴۰۰ مقایسه جفتی انجام شد. ورودی‌ها و مؤلفه‌های تصادفی در هر جفت مشترک نگه داشته شدند و سطح وابستگی خطا از ۰ به ۰/۸ تغییر کرد.	در تحقق مرجع، افزایش صدک ۹۵ صف برای تأخیر ثابت ۴۶/۱۴۸۶٪، تأخیر مرتبه اول ۴۶/۱۴۹۳٪ و تأخیر توزیع‌شده مرتبه سوم ۴۶/۱۴۵۷٪ بود. میانه ۴۰۰ جفت نیز به‌ترتیب ۴۳/۷۸٪، ۴۳/۷۷٪ و ۴۳/۷۸٪ بود؛ در هر سه حالت، ۳۹۹ مورد از ۴۰۰ جفت نتیجه نامطلوب داشتند.	نتیجه به فرض تأخیر ثابت وابسته نبود؛ بااین‌حال، این ادعا فقط به سه شکل تأخیر آزموده‌شده با میانگین یکسان ۵ چرخه محدود است.
۲. منابع تعمیر	یک شبکه پارامتری کامل از ظرفیت پایه تعمیر در سطوح ۳، ۴ و ۵ دارایی و میانگین زمان تعمیر (MTTR) در سطوح ۴، ۵ و ۶ چرخه بررسی شد. همچنین، افت موقت ۲۵٪و ۵۰٪ ظرفیت در سه بازه چرخه‌های ۴۰ تا ۴۹، ۱۰۰ تا ۱۰۹ و ۱۶۰ تا ۱۶۹ فقط پذیرش تعمیرهای جدید را محدود کرد. این افت نماینده کاهش موقت دسترس‌پذیری نیروی انسانی یا تجهیزات تعمیرگاه است. محدودیت قطعات یدکی در آزمونی جداگانه مدل شد تا اثر آن با میانگین زمان تعمیر یا ظرفیت اسمی ترکیب نشود.	برای هر ترکیب ظرفیت و زمان تعمیر ۴۰۰ مقایسه جفتی انجام شد. افزون بر آن، یک تحلیل عدم‌قطعیت هفت‌پارامتری با نمونه‌برداری ابرمکعب لاتین (LHS) و ۵۰۰۰ جفت اجرا شد.	در شبکه پارامتری، میانه افزایش صدک ۹۵ صف بین ۳۳/۸۷٪ و ۱۳۲/۸۳٪ قرار داشت و در همه ترکیب‌ها حداقل ۹۸/۷۵٪ جفت‌ها نامطلوب بودند. در افت موقت ۲۵٪ و ۵۰٪ ظرفیت، میانه افزایش به‌ترتیب ۴۴/۳۱٪ و ۴۳/۷۴٪ بود. در تحلیل LHS، میانه افزایش ۴۵/۳۷٪، بازه مرکزی ۹۰٪ نتایج از ۳۰/۴۵٪ تا ۹۴/۱۵٪ و هر ۵۰۰۰ جفت نامطلوب بود.	شدت اثر به منابع تعمیر حساس است. توزیع رویداد گسسته زمان تعمیر هر دارایی به‌طور جداگانه مدل نشده است. افت موقت ظرفیت نیز یک آزمون تنش ساختاری است و با داده‌های واقعی غیبت نیروی انسانی یا خرابی تجهیزات یک سایت صنعتی کالیبره نشده است.
۳. خروج از سرویس و خرابی حین انتظار	پارامتر سهم خروج از سرویس پس از فعال‌سازی نگهداری پیش‌بینانه (α) در چهار سطح ۱، ۰/۷۵، ۰/۵۰ و ۰/۲۵ بررسی شد. حساسیت نرخ خرابی به زمان انتظار در حالت پایه ۰/۰۰۱۱۱۱۱۱ چرخه$^{-۲}$ بود و در ۰/۵، ۱ و ۲ برابر مقدار پایه آزمون در مجموع ۱۲ ترکیب پارامتری بررسی و برای هر ترکیب ۴۰۰ مقایسه جفتی انجام شد. افزون بر آن، تحلیل عدم‌قطعیت نه‌پارامتری با LHS و ۵۰۰۰ جفت اجرا شد.شد. نرخ لحظه‌ای خرابی حین انتظار از حاصل‌ضرب این حساسیت در زمان انتظار صف به دست می‌آید. جریان خرابی حین انتظار نیز از حاصل‌ضرب طول صف نگهداری پیش‌بینانه، نرخ لحظه‌ای خرابی و سهم دارایی‌هایی محاسبه می‌شود که پس از فعال‌سازی از سرویس خارج نشده‌اند.	در هر ۱۲ ترکیب، ۳۹۹ مورد از ۴۰۰ جفت نامطلوب بودند و میانه افزایش صدک ۹۵ صف بین ۴۳/۷۸٪ و ۴۵/۱۴٪ قرار داشت. در تحلیل LHS، میانه افزایش ۴۶/۱۹٪ بود و هر ۵۰۰۰ جفت نتیجه نامطلوب داشتند.	در حالت پایه، سهم خروج از سرویس برابر ۱ است؛ بنابراین سهم باقی‌مانده در سرویس صفر و جریان خرابی حین انتظار نیز صفر می‌شود. این صفرشدن ناشی از مقدار سهم خروج است، نه صفر بودن حساسیت خرابی به زمان انتظار.

ادامه جدول ت-۱.

Table D1 continued.

آزمون	طراحی و پارامترها	کنترل اجرا	نتیجه کلیدی	مرز تفسیر
۴. اندازه سامان	چهار اندازه سامانه شامل ۳۰، ۱۲۰، ۵۰۰ و ۱۰۰۰ دارایی بررسی شد. در هر اندازه، بار کاری و مجموع فعال‌سازی‌های نگهداری پیش‌بینانه برابر با تعداد دارایی‌ها در نظر گرفته شد و ظرفیت پایه تعمیر برابر با یک‌سی‌ام تعداد دارایی‌ها بود. به این ترتیب، نسبت‌های اصلی مدل هنگام تغییر مقیاس حفظ شدند.	برای هر یک از چهار اندازه سامانه، ۴۰۰ مقایسه جفتی مستقل انجام شد.	برای سامانه‌های ۳۰، ۱۲۰، ۵۰۰ و ۱۰۰۰ دارایی، میانه افزایش صدک ۹۵ صف به‌ترتیب ۱۸/۹۸٪، ۴۳/۷۸٪، ۶۱/۶۲٪ و ۶۴/۱۶٪ بود. سهم جفت‌های نامطلوب نیز به‌ترتیب ۸۹/۵٪، ۹۹/۷۵٪، ۱۰۰٪ و ۱۰۰٪ به دست آمد.	اثر در سامانه کوچک ۳۰ دارایی ضعیف‌تر است؛ بااین‌حال، افزایش اندازه سامانه در این طراحی اثر شوک مشترک را حذف نمی‌کند.
۵. خانواده کوپولا	توزیع‌های حاشیه‌ای خطای پیش‌بینی عمر مفید باقی‌مانده (RUL) ثابت نگه داشته شدند و سه ساختار وابستگی مقایسه شد: کوپولای گاوسی، کوپولای t استیودنت با ۸ درجه آزادی و کوپولای t استیودنت با ۴ درجه آزادی. در سطح وابستگی ۰/۸، ضریب تاو کندال برای هر سه ساختار حدود ۰/۵۹۰۳ و یکسان بود. ضرایب وابستگی دنباله بالایی به‌ترتیب حدود صفر، ۰/۳۴۳۴ و ۰/۴۸۹۶ بودند. حالت استقلال با کوپولای حاصل‌ضربی (Product copula) تعریف شد، نه با کوپولای t دارای همبستگی صفر.	برای هر خانواده کوپولا ۴۰۰ مقایسه جفتی تحت مؤلفه‌های تصادفی و شرایط عدم‌قطعیت مشترک انجام شد.	در کوپولای گاوسی، میانه اثر ۴۶/۹۶٪ بود و ۳۹۷ مورد از ۴۰۰ جفت نامطلوب بودند. برای کوپولای t با ۸ درجه آزادی، این مقادیر ۵۳/۱۸٪ و ۳۹۸ مورد از ۴۰۰ جفت و برای کوپولای t با ۴ درجه آزادی، ۵۲/۷۱٪ و ۴۰۰ مورد از ۴۰۰ جفت بود.	وابستگی دنباله‌ای می‌تواند تنش را تقویت کند، اما رابطه یکنواختی میان شدت وابستگی دنباله‌ای و اندازه اثر ادعا نمی‌شود. همچنین، ضرایب وابستگی فرآیند زوال در مطالعات دیگر را نمی‌توان مستقیماً معادل ضریب وابستگی خطاهای پیش‌بینی در این پژوهش دانست.
۶. ناهمگنی دارایی‌ها	دارایی‌ها به دو کلاس ۶۰ تایی تقسیم شدند و میانگین پارامترهای دو کلاس حول مقادیر پایه حفظ شد؛ مجموع ورودهای نگهداری پیش‌بینانه نیز ثابت ماند. پنج وضعیت تعریف شد. در حالت پایه (H_0)، ضرایب زوال، خرابی و نرخ تعمیر برای هر دو کلاس برابر ۱ بود. در H_1 فقط ضریب زوال برای کلاس اول ۰/۷۵ و برای کلاس دوم ۱/۲۵ بود. در H_2 این دو ضریب به‌ترتیب ۰/۵ و ۱/۵ بودند. در H_3، ضرایب زوال برای دو کلاس به‌ترتیب ۰/۷۵ و ۱/۲۵، ضرایب خرابی ۰/۸۵ و ۱/۱۵ و ضرایب نرخ تعمیر ۱/۱۵ و ۰/۸۵ بودند. در H_4، ضرایب زوال ۰/۵ و ۱/۵، ضرایب خرابی ۰/۷ و ۱/۳ و ضرایب نرخ تعمیر ۱/۳ و ۰/۷ در نظر گرفته شدند.	برای هر یک از پنج وضعیت ناهمگنی، ۴۰۰ مقایسه جفتی انجام شد.	میانه اثر در وضعیت‌های H_0 تا H_4 به‌ترتیب ۴۶/۹۶٪، ۴۶/۹۴٪، ۴۶/۸۵٪، ۴۳/۶۹٪ و ۳۶/۵۲٪ بود. در هر پنج وضعیت، ۳۹۷ مورد از ۴۰۰ جفت نتیجه نامطلوب داشتند.	افزایش ناهمگنی شدت اثر را کاهش می‌دهد، اما در محدوده طراحی آزموده‌شده جهت اثر را از بین نمی‌برد.

ادامه جدول ت-۱.

Table D1 continued.

آزمون	طراحی و پارامترها	کنترل اجرا	نتیجه کلیدی	مرز تفسیر
۷. قطعات یدکی	برای شروع هر تعمیر، مصرف یک قطعه یدکی الزامی در نظر گرفته شد و بازتأمین با ساختار مرتبه اول به سمت سطح هدف انجام گرفت. کمبود قطعه پس از تخصیص ظرفیت به تعمیرات اضطراری و پیش‌بینانه، پذیرش تعمیر جدید را محدود می‌کرد. چهار وضعیت دسترسی به قطعات یدکی بررسی شد: نامحدود، متوسط، محدود و بسیار محدود. در وضعیت متوسط، موجودی هدف برابر دو برابر ظرفیت پایه تعمیر و زمان تأمین برابر یک برابر میانگین زمان تعمیر بود. در وضعیت محدود، موجودی هدف ۱/۵ برابر ظرفیت پایه تعمیر و زمان تأمین ۱/۵ برابر میانگین زمان تعمیر بود. در وضعیت بسیار محدود، موجودی هدف برابر ظرفیت پایه تعمیر و زمان تأمین دو برابر میانگین زمان تعمیر در نظر گرفته شد.	برای هر وضعیت دسترسی به قطعات یدکی ۴۰۰ مقایسه جفتی انجام شد و علاوه بر آن، ۵۰۰۰ جفت مرجع اجرا شد.	در وضعیت‌های نامحدود، متوسط، محدود و بسیار محدود، میانه اثر به‌ترتیب ۴۶/۹۶٪، ۵۲/۹۷٪، ۴۱/۸۹٪ و ۸/۵۵٪ بود و سهم جفت‌های نامطلوب به‌ترتیب ۹۹/۲۵٪، ۹۹/۲۵٪، ۸۷/۵٪ و ۸۲٪ به دست آمد. در سطح وابستگی ۰/۸، سهم چرخه‌هایی که پذیرش تعمیر به علت کمبود قطعه محدود شد، در وضعیت‌های متوسط، محدود و بسیار محدود به‌ترتیب ۲/۱۴٪، ۵۴/۶۳٪ و ۹۷/۱۵٪ بود.	کمبود متوسط قطعه می‌تواند اثر وابستگی را تقویت کند؛ اما در وضعیت بسیار محدود، قطعه به گلوگاه غالب تبدیل می‌شود و بخشی از اثر حاشیه‌ای افزایش وابستگی را می‌پوشاند.
۸. نگاشت تولید	این آزمون به‌صورت پس‌پردازش و بدون بازخورد به زیرسامانه نگهداری انجام شد و حاشیه ظرفیت تولید را به‌طور مستقل وارد تحلیل کرد. نیاز تولید برابر حاصل‌ضرب ضریب بهره‌برداری اسمی در تعداد دارایی‌ها تعیین شد. تولید تحقق‌یافته برابر حداقلِ نیاز تولید و تعداد مؤثر دارایی‌های در دسترس بود و زیان تولید از یک منهای نسبت تولید تحقق‌یافته به نیاز تولید محاسبه شد. ضریب بهره‌برداری اسمی در چهار سطح ۰/۸، ۰/۹، ۰/۹۵ و ۱/۰۰ بررسی شد.	برای هر سطح بهره‌برداری اسمی ۴۰۰ مقایسه جفتی انجام شد. در سطح ۰/۹۵، علاوه بر این، ۵۰۰۰ جفت مرجع نیز اجرا شد.	در سطح بهره‌برداری ۰/۸، میانه افزایش بیشینه زیان تولید صفر بود و فقط ۱/۵٪ جفت‌ها وضعیت بدتری داشتند. در سطح ۰/۹، میانه افزایش بیشینه زیان تولید ۱/۴۵ واحد درصد بود و کمبود تولید در ۶۷/۷۵٪ اجراهای وابستگی ۰/۸، در برابر ۱۴/۵٪ اجراهای استقلال، رخ داد. در سطح ۰/۹۵، میانه افزایش ۳/۷۶ واحد درصد بود و ۳۹۶ مورد از ۴۰۰ جفت بدتر شدند. در سطح ۱/۰۰، میانه افزایش حدود ۳/۵۸ واحد درصد بود.	انتقال افت دسترس‌پذیری به زیان تولید به حاشیه ظرفیت تولید (Reserve margin) وابسته است. این نگاشت، مدل کامل کار در جریان (WIP)، موجودی و محصول نیست و فقط برای سنجش نحوه انتقال اثر به تولید به کار رفته است.

یادداشت: تفاوت برخی درصدهای گزارش‌شده در این جدول با **جدول ۱۰** به معنای وجود تناقض نیست؛ زیرا **جدول ۱۰** بر پایه یک طراحی ۴۰۰ جفتی با تغییر هم‌زمان ورودی‌ها و پارامترها تهیه شده است، درحالی‌که در هر ردیف از این پیوست، یک سازوکار یا دامنه ساختاری مشخص به‌طور جداگانه بررسی می‌شود. همچنین، مقادیر مربوط به تولید که بر حسب «واحد درصد» گزارش شده‌اند، از نظر تعریف و مقیاس با درصد تغییر صدک ۹۵ طول صف متفاوت‌اند و نباید با آن‌ها جمع یا به‌طور مستقیم مقایسه شوند.