



Optimal Repetitive Acceptance Sampling Inspection Plans by Attributes Based on Type I Censoring Using Two-point and Limited Weighted Methods

Naghizadeh Qomi, M. , Mahdizadeh, Z. 

Department of Statistics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Corresponding author: M. Naghizadeh Qomi, m.naghizadeh@umz.ac.ir

Received: 18/11/2024 **Revised:** 6/3/2025 **Accepted and Published Online:** 8/3/2025.

Introduction

In most quality control tests, it is not possible to inspect all submitted products. Therefore, acceptance sampling is used to decide whether the lot should be accepted or rejected. Attribute sampling plans are utilized to categorize products into either conforming or non-conforming categories. Single sampling plans by attributes are the simplest sampling plans in industrial quality. In order to reduce the sampling effort, a repetitive acceptance sampling plan for lot inspection by attributes is introduced in this paper when the lifetime of products follows a Tsallis q -exponential distribution.

Material and Methods

The methodology of the repetitive acceptance sampling plan is described with its mathematical formulation, which uses the two-point method to consider both the consumer's and the producer's risk simultaneously. Integer nonlinear programming is used to determine the optimal parameters of the proposed plan along with the average sample number, and a step-by-step iterative method is summarized. The test plans are then constructed by limiting a weighted average of the producer and consumer risks.

Results and Discussion

We observe that the sample sizes and average sample numbers of the optimal plans are reduced when the termination time and quality level increase. A comparison between the proposed plan using the two-point method and the

single sampling plan shows that the proposed plan performs better than the single sampling plan in terms of average sample number. It is observed that the optimal plan using the weighted average of risks tends to decrease as the maximum tolerable risk increases. Moreover, the average sample number decreases when the quality level increases. The results of optimal two-point plans and the optimal plan using the weighted average of risks show that the optimal plan using a weighted average of risks outperforms the traditional optimal two-point plans in terms of average sample number, where the producer and consumer risks are at most a specified risk tolerated by the analyst.

Conclusion

In this paper, we dealt with the repetitive sampling plans when the lifetime of items follows the Tsallis q -exponential distribution. A two-point approach is used to determine the plan parameters of the proposed plan based on integer nonlinear programming. We recommend using the proposed plan because a minimum average sample number is required compared to the single sampling plan for lot sentencing. Moreover, our proposed plan by limiting a weighted average of the producer and consumer risks is superior to the existing two-point method. One constraint of the proposed framework is its applicability solely under the condition that real-world circumstances align with the specified scenario of the Tsallis q -exponential distribution. For prospective advancements, researchers might employ the methodology of the proposed framework to formulate repetitive sampling for alternative non-normal distributions.

Keywords: Operating characteristic function, Tsallis q -exponential distribution, Repetitive acceptance sampling inspection plan, Consumer's and producer's risks.

Mathematics Subject Classification (2010): 62F03, 62J05.



©The Author(s). The Publisher is Iranian Statistical Society.

This is an open access article distributed under the terms and conditions of [\(CC BY-NC 4.0\)](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

طرح‌های بازرسی چندبار نمونه‌گیری بهینه وصفی تحت سانسور نوع اول با روش‌های دو نقطه‌ای و وزنی محدود شده

مهران نقی‌زاده قمی و زهره مهدی‌زاده

گروه آمار، دانشگاه مازندران

نویسنده مسئول: مهران نقی‌زاده، m.naghizadeh@umz.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۸/۲۸ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۲/۱۶ تاریخ پذیرش و انتشار: ۱۴۰۳/۱۲/۱۸

چکیده: در این مقاله، طرح بازرسی چندبار نمونه‌گیری پذیرش انباشته‌ها تحت سانسور نوع اول وقتی طول عمر محصولات دارای توزیع q -نمایی تی سالیس باشد مورد بررسی قرار می‌گیرد. طرح بازرسی چندبار نمونه‌گیری، معرفی شده و مولفه‌های آن به همراه متوسط تعداد نمونه بهینه و مقدار مشخصه عملکرد طرح، تحت مقادیر مشخص پارامتر توزیع و مخاطره‌های مصرف‌کننده و تولیدکننده با استفاده از یک مساله برنامه‌ریزی غیرخطی محاسبه می‌شوند. مقایسه نتایج طرح معرفی شده با طرح بازرسی یک بار نمونه‌گیری بهینه، نشان‌دهنده کارایی طرح چندبار نمونه‌گیری نسبت به طرح یک‌بار نمونه‌گیری است. همچنین طرح چندبار نمونه‌گیری با محدودیت ترکیب خطی از مخاطره تولیدکننده و مصرف‌کننده معرفی شده و با طرح موجود مقایسه می‌شود. نتایج طرح معرفی شده در قالب جداول و نمودارها نشان می‌دهد که این طرح دارای ASN کمتر و در نتیجه کارایی بیشتری در مقایسه با طرح موجود است. از یک مثال کاربردی در صنعت نساجی برای کاربست نتایج طرح‌های معرفی شده استفاده می‌شود.

واژه‌های کلیدی: برنامه‌ریزی غیرخطی، تابع مشخصه عملکرد، توزیع q -نمایی تی سالیس، طرح چندبار نمونه‌گیری پذیرش، مخاطره‌های مصرف‌کننده و تولیدکننده.

کد موضوع‌بندی ریاضی (۲۰۱۰): 62J05, 62F03

۱ مقدمه

نمونه‌گیری پذیرش مربوط به طراحی و اجرای طرح‌های نمونه‌برداری برای بازرسی انباشته‌های تولیدی ورودی یا خروجی است. یک کاربرد معمول از نمونه‌گیری پذیرش، بازرسی توسط یک شرکت از یک انباشته اقلام از یک تامین کننده است. این اقلام اغلب اجزا یا مواد اولیه مورد استفاده در فرآیند تولید شرکت هستند. استفاده از طرح‌های نمونه‌گیری پذیرش از این جنبه مورد انتقاد قرار گرفته است که آنها به عنوان معاملات یک‌نفره توصیف می‌شوند تا بررسی شود که آیا یک قطعه تولیدی با مشخصات مطابقت دارد، بدون دادن هیچ بازخوردی به هیچ‌کدام از فرآیند تولید یا طراحی مهندسی که لزوماً برای بهبود کیفیت است (مونتگومری، ۲۰۱۳). با این حال، نمونه‌گیری پذیرش هنوز نقش مهمی در محیط‌های صنعتی مدرن ایفا می‌کند و در قرن بیست و یکم علاقه‌مندی به این حوزه افزایش یافته است. اولاً، در بسیاری از موارد، تولیدکننده به طور فزاینده‌ای از مصرف‌کننده دور شده است، نه تنها به دلیل فاصله، بلکه به دلیل زبان، فرهنگ و تفاوت‌های دولتی (شمولی، ۲۰۱۶). نیاز به روش‌هایی برای تداوم فشار بر تامین کنندگان به منظور حفظ و بهبود کیفیت کالاهای خود وجود دارد. دوم، طرح‌های نمونه‌گیری پذیرش می‌توانند مخاطره پذیرش تعداد زیادی از کیفیت‌های ضعیف را محدود کنند. در بسیاری از کاربردها کیفیت کالاهای ورودی بر کارایی تولید و کیفیت محصول نهایی تأثیر می‌گذارد. به عنوان مثال، برای یک شرکت فراوری تخم‌مرغ، تازگی تخم‌مرغ‌های ورودی برای به حداقل رساندن ریزش تخم‌مرغ‌های آب‌پز در حین پوست‌کندن تخم‌مرغ‌ها ضروری است. نمونه‌های دیگر، شامل بازرسی میکروبیولوژیکی کالاهای ورودی در صنایع غذایی برای ایمنی و کیفیت مواد غذایی است (سانتوس فرناندز، ۲۰۱۶). روش‌های مختلفی برای طبقه‌بندی طرح‌های نمونه‌گیری پذیرش وجود دارد. یک طبقه‌بندی اصلی براساس صفت‌های متغیر و دیگری براساس صفت وصفی است. طرح نمونه‌گیری وصفی از طبقه‌بندی محصولات به عنوان منطبق (یا غیر معیوب) و غیرمنطبق (یا معیوب) استفاده می‌کند در حالی که در طرح نمونه‌گیری متغیر، از اندازه‌گیری دقیق ویژگی‌های کیفیت برای تصمیم‌گیری در مورد انباشته مورد بررسی استفاده می‌شود. در این مقاله، تمرکز بر طرح‌های وصفی است. طرح‌های مختلفی به منظور نمونه‌گیری پذیرش وصفی وجود دارد که از آن جمله می‌توان به طرح‌های یک‌بار نمونه‌گیری^۱، دوبار نمونه‌گیری^۲ و چندبار نمونه‌گیری^۳ اشاره کرد. در طرح‌های یک‌بار نمونه‌گیری یک نمونه تصادفی به حجم n از انباشته، انتخاب شده و مورد آزمایش قرار می‌گیرد. سپس، تعداد خرابی‌ها در طول آزمایش ثبت می‌شود. انباشته، پذیرش می‌شود اگر در پایان زمان از پیش تعیین شده t_0 ، تعداد خرابی‌های مشاهده شده از عدد پذیرش، بیشتر نباشد. اگر تعداد خرابی‌ها از عدد پذیرش بزرگتر شود، انباشته، رد و اصطلاحاً آزمون بریده می‌شود. به این نوع آزمون‌ها، آزمون‌های عمر بریده شده یا آزمون‌های تحت سانسور نوع اول نیز می‌گویند. طرح‌های یک‌بار نمونه‌گیری توسط محققین بسیاری مورد مطالعه قرار گرفته که از جدیدترین کارها می‌توان به الحسینی و همکاران (۲۰۲۳) در توزیع نمایی گشتاوری نمایی شده، توزیع نیم‌نرمال تعمیم یافته توسط تریپاتی و همکاران (۲۰۲۲)، الناصر و اوبدیت (۲۰۲۰) در توزیع q -نمایی تی-سالیس، توزیع

¹Single acceptance sampling plans²Double acceptance sampling plans³Repetitive acceptance sampling plans

لیندلی دو پارامتری توسط وو و همکاران (۲۰۲۱)، تریپاتی و همکاران (۲۰۲۳) در توزیع رایلی جهش‌یافته و العمری و اسماعیل (۲۰۲۴) در توزیع گاما لیندلی اشاره کرد.

در طرح دوبار نمونه‌گیری، ابتدا نمونه‌ای تصادفی به اندازه n_1 از انباشته، انتخاب و در مدت زمان t_0 در آزمایش قرار می‌گیرد. در صورت وجود c_1 خرابی و کمتر، انباشته، پذیرش و در صورت وجود $1 + c_2$ خرابی، انباشته رد می‌شود. در غیر این صورت یک نمونه تصادفی به اندازه n_2 انتخاب شده و به مدت t_0 در آزمایش قرار می‌گیرد. اگر تعداد خرابی‌ها حداکثر c_2 باشد انباشته، پذیرش و در غیر این صورت رد می‌شود. از جدیدترین کارها در این زمینه می‌توان به تریپاتی و همکاران (۲۰۲۴) در توزیع نیم‌نرمال تعمیم یافته، نقی‌زاده قمی و فرناندز (۲۰۲۴) در توزیع q -نمایی تی‌سالیس و نقی‌زاده قمی و همکاران (۲۰۲۵) در توزیع نادارجا-حقیقی اشاره کرد.

طرح چندبار نمونه‌گیری توسط شرم‌ان (۱۹۶۵) معرفی شد. در این طرح، ابتدا نمونه‌ای تصادفی به اندازه n از انباشته، انتخاب و در مدت زمان t_0 در آزمایش قرار می‌گیرد. در صورت وجود c_1 خرابی و کمتر، انباشته، پذیرش و در صورت وجود $1 + c_2$ خرابی، انباشته رد می‌شود. در غیر این صورت، مجدداً یک نمونه تصادفی n تایی انتخاب و این مراحل تکرار می‌شود. این روش، توسط پژوهشگرانی مانند اسلم و همکاران (۲۰۱۲) در توزیع وایبول، کالینا و همکاران (۲۰۲۱) در توزیع لگ-لجستیک نمایی بخت‌ها و محمود و همکاران (۲۰۲۱) در توزیع تاپ-لئون-گامپرتز مورد بررسی قرار گرفت. در مطالعات ذکر شده، پارامتر کیفیت، میانگین و یا میانه توزیع در نظر گرفته شده و پارامترهای بهینه طرح گزارش شدند. همچنین مقایسه‌ای با طرح یک‌بار نمونه‌گیری صورت گرفته است. کانان و همکاران (۲۰۲۲) در توزیع برین‌بام-ساندرز و جیادورگا و بالامورالی (۲۰۲۴) در توزیع لیندلی دو پارامتری به مطالعه این طرح پرداخته و علاوه بر انجام مطالعات قبلی، پارامتر بهینه طرح را با می‌نیم کردن یک تابع هزینه به دست آوردند.

الناصر و اوبدیت (۲۰۲۰) طرح بازرسی یک‌بار نمونه‌گیری را در توزیع q -نمایی تی‌سالیس ارائه کردند. در روش آن‌ها تنها مخاطره مصرف‌کننده کنترل شده و مقادیر بهینه حجم نمونه محاسبه شده است. انگیزه ما از این مقاله، توسعه روش چندبار نمونه‌گیری پذیرش در توزیع q -نمایی تی‌سالیس و مقایسه آن با روش یک‌بار نمونه‌گیری است، که در آن پارامترهای بهینه طرح با استفاده از یک مساله برنامه‌ریزی غیرخطی با کنترل همزمان مخاطره تولیدکننده و مصرف‌کننده (روش دو نقطه‌ای) و همچنین محدودیت روی ترکیب خطی این مخاطره‌ها به دست می‌آیند. که به مورد اخیر در هیچ مقاله‌ای پرداخته نشده و از نوآوری‌های این مقاله می‌باشد. به این منظور، ابتدا توزیع q -نمایی تی‌سالیس^۱ در بخش ۲ معرفی می‌شود. سپس، طرح چندبار نمونه‌گیری در بخش ۳ بیان شده و پارامترهای بهینه طرح، متوسط تعداد نمونه بهینه و مقادیر مشخصه عملکرد مربوطه گزارش می‌شوند. مقایسه‌ای بین کارایی طرح معرفی شده و طرح یک‌بار نمونه‌گیری موجود انجام می‌شود. در بخش ۴، تحلیل توصیفی جداول استخراج شده و مقایسات صورت می‌گیرد. در بخش ۵، مولفه‌های بهینه طرح معرفی شده با محدودیت روی ترکیب خطی از مخاطره تولیدکننده و مصرف‌کننده به دست می‌آیند. تحلیل یک داده واقعی برای نمایش کاربرد طرح‌های معرفی شده در بخش ۶ صورت می‌گیرد. مقاله با بحث و نتیجه‌گیری در بخش ۷ پایان می‌یابد.

¹Tsallis q-exponential distribution

۲ توزیع q -نمایی تی سالیس

توزیع q -نمایی تی سالیس با ماکسیم کردن انتروپی تی سالیس به صورت

$$TE = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} [f(x)]^q dx - 1}{1 - q}, \quad q \neq 1,$$

به دست می‌آید، که در آن q مقدار حقیقی است (تی سالیس، ۲۰۰۹؛ توماج، ۱۴۰۳). این توزیع، تعمیم برخی از توزیع‌های طول عمر مانند توزیع لوماکس است و حالتی خاص از توزیع پارتو نوع دوم تعمیم‌یافته است. وقتی $q \rightarrow 1$ ، توزیع q -نمایی تی سالیس به توزیع نمایی با پارامتر λ همگرا می‌شود. وقتی $q > 1$ ، این توزیع، معادل با توزیع‌های بور یا توزیع قانون توان مجانبی نوع زیپ ماندلبروت است. توزیع q -نمایی تی سالیس دارای تابع چگالی

$$f(x, \lambda, q) = (1 - q)\lambda e_q(-\lambda x); \quad x \in \begin{cases} (0, \infty) & q \geq 1 \\ [0, \frac{1}{\sqrt{\lambda(1-q)}}] & q < 1 \end{cases}, \quad (1)$$

است، که در آن q پارامتر شکل، $\lambda > 0$ پارامتر مقیاس و $e_q(x)$ به صورت

$$e_q(x) = \begin{cases} (1 + (1 - q)x)^{\frac{1}{1-q}} & q \neq 1 \\ e^x & q = 1 \end{cases},$$

است. تابع چگالی (۱) و تابع توزیع متناظر آن را می‌توان به ترتیب به صورت

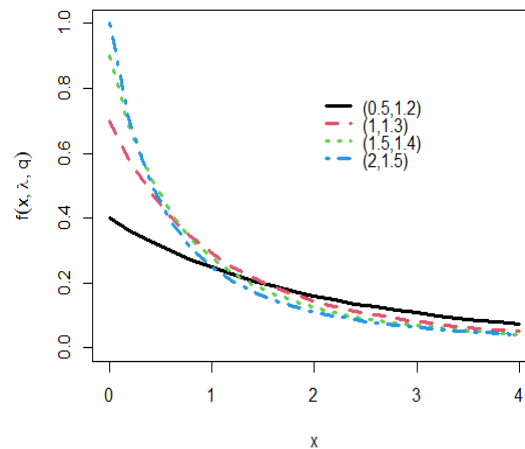
$$f(x, \lambda, q) = (1 - q)\lambda [1 + (q - 1)\lambda x]^{\frac{1}{1-q}},$$

$$F(x, \lambda, q) = 1 - [1 + (q - 1)\lambda x]^{\frac{1-q}{1-q}}$$

نوشت و نمودار تابع چگالی آن در شکل ۱ نشان داده شده است. گشتاور r ام این توزیع نیز به صورت

$$E(X^r) = \begin{cases} \frac{\Gamma(r+1)\Gamma(\frac{r-q(r+1)+1}{q-1})}{\Gamma(\frac{1}{q-1}-1)(\lambda(q-1))^r}; & q \geq 1 \\ \frac{\Gamma(r+1)\Gamma(2+\frac{1}{1-q})}{\Gamma(r+2+\frac{1}{1-q})(\lambda(1-q))^r}; & q \leq 1. \end{cases}$$

است. در نتیجه، میانگین توزیع برای $q < \frac{3}{2}$ برابر $q < \frac{3}{2}$ ، $\mu = \frac{1}{\lambda(3-2q)}$ است.



شکل ۱. تابع چگالی توزیع q -نمایی تی سالیس به ازای مقادیر مختلف (λ, q) .

۳ طرح بازرسی چندبار نمونه‌گیری پذیرش

انباشته‌ای از محصولات، بد نامیده می‌شود اگر میانگین طول عمر واقعی محصولات، μ ، کمتر از میانگین مشخص μ_0 باشد. به عبارت دیگر یک انباشته از محصولات، خوب است اگر میانگین طول عمر واقعی واحدهای آن حداقل μ_0 باشد. مصرف‌کننده به دنبال پذیرش انباشته خوب و تولیدکننده به دنبال رد محصولات بد است، در نتیجه، مخاطره مصرف‌کننده، احتمال پذیرش انباشته بد و مخاطره تولیدکننده، احتمال رد انباشته خوب است.

مراحل طرح بازرسی چندبار نمونه‌گیری پذیرش به صورت زیر است:

۱. نمونه‌ای تصادفی به حجم n از انباشته، انتخاب و به مدت زمان t_0 مورد آزمون قرار می‌گیرد.
۲. اگر تعداد محصولات معیوب D ، تا زمان t_0 کمتر یا مساوی عدد پذیرش c_1 باشد، انباشته، پذیرفته می‌شود. اگر D بزرگتر از عدد رد c_2 باشد که $c_2 \geq c_1$ آنگاه آزمون خاتمه می‌یابد.
۳. اگر $D \in (c_1, c_2]$ ، آنگاه به مرحله ۱ رفته و آزمایش تکرار می‌شود.

طرح چندبار نمونه‌گیری پذیرش با مولفه‌های (c_1, c_2, n, d_0) مشخص می‌شود، طوری که $d_0 = \frac{t_0}{\mu_0}$ نسبت خاتمه آزمون و μ_0 حداقل میانگین طول عمر قابل قبول برای مصرف‌کننده است. اگر $c_1 = c_2$ آنگاه این طرح به طرح یک‌بار نمونه‌گیری تبدیل می‌شود. اگر D تعداد محصولات معیوب در نمونه‌ای به اندازه n باشد، آنگاه احتمال پذیرش انباشته و احتمال رد انباشته در مرحله اول به‌ترتیب به صورت

$$P_a(p) = P(D \leq c_1 \mid p) = \sum_{i=0}^{c_1} \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i},$$

$$P_r(p) = P(D > c_r | p) = \sum_{i=c_r+1}^n \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i},$$

هستند، به طوری که $p = F(\frac{t_0}{\mu_0}; q, \frac{\mu}{\mu_0})$ احتمال خرابی یک محصول در زمان t_0 است. اگر P_1 احتمال پذیرش یا رد انباشته در مرحله اول به صورت $P_1 = P_1(p) = P_a(p) + P_r(p)$ نوشته شود آنگاه تابع مشخصه عملکرد^۱ که به عنوان احتمال پذیرش یک انباشته تعریف می‌شود برابر

$$P_A(p) = P_a(p) + P_r(p) \sum_{j=1}^{\infty} (1 - P_1)^j = \frac{P_a(p)}{P_a(p) + P_r(p)}. \quad (2)$$

است. واضح است که در طرح یک‌بار نمونه‌گیری داریم $P_A(p) = P_a(p)$.

سطح کیفیت یک محصول را می‌توان به صورت $r = \frac{\mu}{\mu_0}$ بیان کرد. همانطور که قبلاً بیان شد، احتمال رد یک انباشته خوب را مخاطره تولیدکننده و احتمال پذیرش انباشته بد را مخاطره مصرف‌کننده می‌نامند. مصرف‌کننده می‌خواهد احتمال پذیرش انباشته در سطح کیفی پایین‌تر ($r = 1$) کوچکتر از مخاطره مصرف‌کننده (β) باشد، در حالی که تولیدکننده تمایل دارد احتمال رد انباشته خوب کوچکتر از مخاطره تولیدکننده (α) باشد. از طرفی کاهش در زمان و هزینه از ویژگی‌های طرح‌های نمونه‌گیری است که به حجم نمونه بستگی دارد. بنابراین، پارامترهای بهینه c_1 ، c_2 و n در طرح چندبار نمونه‌گیری پذیرش به طور هم‌زمان با مینیمم کردن متوسط تعداد نمونه^۲ و کنترل مخاطره مصرف‌کننده و تولیدکننده، به دست می‌آیند. متوسط تعداد نمونه در طی مراحل بازرسی نمونه‌ای طرح به صورت

$$ASN(p) = n + n \sum_{j=1}^{\infty} (1 - P_1)^j = \frac{n}{P_1} = \frac{n}{P_a(p) + P_r(p)} \quad (3)$$

به دست می‌آید. در طرح یک‌بار نمونه‌گیری داریم $ASN = n$. پارامترهای بهینه c_1 ، c_2 و n با استفاده از روش دو نقطه‌ای و به کمک مساله برنامه‌ریزی غیرخطی

$$\begin{aligned} \text{Minimize} \quad & ASN(p) \\ \text{Subject to} \quad & P_A(p_1 | \frac{\mu}{\mu_0} = r_1) \leq \beta, \\ & P_A(p_2 | \frac{\mu}{\mu_0} = r_2) \geq 1 - \alpha, \\ & n \in \mathbb{N}, c_1 \leq c_2; c_1, c_2 \in \mathbb{N}_0, \end{aligned}$$

به دست می‌آیند، که در آن $\mathbb{N}$ مجموعه اعداد طبیعی، $\mathbb{N}_0 = \mathbb{N} \cup \{0\}$ ، r_1 نسبت میانگین در مخاطره مصرف

¹Operating characteristic function

²Average sample number

۲۳۶ طرح‌های بازرسی چندبار نمونه‌گیری بهینه وصفی تحت سانسور نوع اول

جدول نشان می‌دهد، در همه حالت‌ها مقدار ASN به طور معنی‌داری کمتر از n^* است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت روش چندبار نمونه‌گیری پذیرش، عملکرد بهتری نسبت به روش یکبار نمونه‌گیری پذیرش دارد و از این نظر دارای کارایی بیشتری است.

مثال فرضی: فرض کنید طول عمر محصولات دارای توزیع q -نمایی تی سالیس با پارامتر $q = 0.5$ و $\lambda = 1$ است. اگر میانگین طول عمر محصولات $\mu_0 = 2000$ ساعت و طول مدت آزمایش $t_0 = 800$ در نظر گرفته شود آنگاه به ازای مقادیر $d = \frac{t_0}{\mu_0} = 0.4$ ، $r_2 = 2$ ، $\beta = 0.05$ و $\alpha = 0.05$ با استفاده از جدول ۱، پارامترهای بهینه طرح چندبار نمونه‌گیری پذیرش برابر با $(c_1, c_2, n) = (4, 9, 35)$ با $ASN = 6883$ هستند. در واقع این طرح اینطور بیان می‌شود که نمونه‌ای به اندازه ۳۵ از انباشته مورد نظر انتخاب می‌شود، اگر تعداد محصولات معیوب قبل از زمان $t_0 = 800$ کوچکتر یا مساوی ۴ باشد، انباشته پذیرفته می‌شود. اگر تعداد محصولات معیوب قبل از زمان $t_0 = 800$ بیشتر از ۹ شود، انباشته رد می‌شود. در صورتی که تعداد محصولات معیوب در محدوده $[4, 9]$ قرار گیرد، آزمایش باید تکرار شود.

۵ طرح چندبار نمونه‌گیری با مخاطره‌های وزنی محدود شده

فرناندز و همکاران (۲۰۲۰) طرح‌های نمونه‌گیری با محدودیت مخاطره‌های وزنی را معرفی کردند. در این بخش، با در نظر گرفتن این محدودیت، مولفه‌های طرح‌های بهینه چندبار نمونه‌گیری را محاسبه می‌کنیم. به این منظور میانگین وزنی مخاطره‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده را به صورت

$$WR(c_1, c_2, n) = w_1 PR(c_1, c_2, n) + w_2 CR(c_1, c_2, n), \quad (4)$$

در نظر می‌گیریم، که در آن $PR \equiv PR(c_1, c_2, n)$ و $CR \equiv CR(c_1, c_2, n)$ به ترتیب مخاطره تولیدکننده و مخاطره مصرف‌کننده و $w_1 > 0$ و $w_2 > 0$ به ترتیب وزن‌های مخاطره تولید کننده و مصرف‌کننده هستند به‌طوری که $w_1 + w_2 = 1$. فرض کنید تحلیل‌گر علاقمند به انجام طرح چندبار نمونه‌گیری با کنترل مخاطره وزنی $WR \equiv WR(c_1, c_2, n)$ باشد به این صورت که مولفه‌های طرح در نامساوی $WR \leq \gamma$ صدق کنند، که در آن $\gamma \leq \min\{w_1, w_2\}$. در نتیجه، طرح بهینه $\gamma - WR$ با مولفه‌های (c_1, c_2, n) از مساله برنامه‌ریزی غیرخطی

$$\begin{aligned} &\text{Minimize} && ASN \\ &\text{Subject to} && WR(c_1, c_2, n) \leq \gamma, \\ &&& n \in \mathbb{N}, c_1 \leq c_2; c_1, c_2 \in \mathbb{N}_0. \end{aligned}$$

به‌دست می‌آید. جدول ۶ مقادیر مولفه‌های بهینه طرح، WR به درصد و ASN به ازای مقادیر مختلف $r_2 = 1, 2, 4, 6, 8, 10$ ، $d = 0.4, 0.6, 0.8, 1$ و $q = 0.1, 0.5$ و $\gamma = 0.4$ نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که مقادیر ASN با کاهش γ کاهش می‌یابد. برای مثال، اگر $r_2 = 2$ ، $d = 0.4$ و $w_1 = 0.2$ آنگاه طرح بهینه

جدول ۱. مقادیر بهینه c_1 ، c_2 و n با احتمال پذیرش $P_A(p_2)$ و متوسط تعداد نمونه $ASN(p_1)$ به ازای $q = 0.5$.

$d = 0.6$					$d = 0.4$					r_2	β
$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1	$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1		
۵۴۹۲۰۶	۰.۹۵۰۸	۳۵	۱۲	۶	۸۵۶۹۹۶	۰.۹۵۳۴	۴۸	۱۲	۵	۲	۰.۰۱
۱۹۸۱۱۶	۰.۹۵۲۶	۱۶	۴	۱	۲۸۹۴۵۸	۰.۹۵۴۹	۲۳	۴	۱	۴	
۱۶۰۸۰۵	۰.۹۷۸۶	۱۲	۳	۰	۲۳۵۵۶۱	۰.۹۷۵۲	۱۸	۳	۰	۶	
۱۲۲۴۷۶	۰.۹۷۴۱	۱۰	۲	۰	۱۸۶۷۷۶	۰.۹۶۵۰	۱۶	۲	۰	۸	
۱۲۲۴۷۶	۰.۹۸۷۲	۱۰	۲	۰	۱۸۶۷۷۶	۰.۹۸۲۵	۱۶	۲	۰	۱۰	
۴۷۵۹۹۴	۰.۹۵۴۷	۳۳	۱۱	۷	۶۸۸۳۸۸	۰.۹۵۲۸	۳۵	۹	۴	۲	۰.۰۵
۱۸۲۱۰۶	۰.۹۶۹۹	۹	۳	۰	۲۲۶۴۲۷	۰.۹۵۳۳	۱۷	۳	۱	۴	
۱۱۸۵۸۳	۰.۹۷۰۵	۸	۲	۰	۱۷۲۲۱۱	۰.۹۷۵۳	۱۱	۲	۰	۶	
۱۱۸۵۸۳	۰.۹۸۸۱	۸	۲	۰	۱۷۲۲۱۱	۰.۹۹۰۰	۱۱	۲	۰	۸	
۸۱۸۶۲	۰.۹۵۳۴	۷	۱	۰	۱۷۲۲۱۱	۰.۹۹۵۰	۱۱	۲	۰	۱۰	
۴۱۷۳۷۶	۰.۹۵۰۶	۲۲	۸	۴	۵۹۳۷۸۳	۰.۹۵۵۱	۳۱	۸	۴	۲	۰.۱
۱۴۸۶۳۸	۰.۹۵۰۱	۱۳	۳	۲	۲۲۴۰۹۹	۰.۹۷۱۸	۱۵	۳	۱	۴	
۱۱۵۶۸۳	۰.۹۶۳۴	۱۰	۲	۱	۱۶۴۸۱۵	۰.۹۶۷۳	۱۴	۲	۱	۶	
۱۱۵۶۸۳	۰.۹۸۳۵	۱۰	۲	۱	۱۶۴۸۱۵	۰.۹۸۵۲	۱۴	۲	۱	۸	
۷۵۲۱۱	۰.۹۶۶۸	۶	۱	۰	۱۱۱۷۳۹	۰.۹۶۵۰	۹	۱	۰	۱۰	
$d = 1$					$d = 0.8$					r_2	β
$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1	$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1		
۳۵۳۶۸۶	۰.۹۵۶۲	۲۶	۱۳	۸	۴۴۱۶۹۲	۰.۹۵۸۱	۳۴	۱۴	۹	۲	۰.۰۱
۱۲۵۳۹۱	۰.۹۵۸۸	۱۰	۴	۱	۱۵۲۶۴۲	۰.۹۶۰۴	۱۲	۴	۱	۴	
۱۰۱۰۵۶	۰.۹۷۳۸	۸	۳	۰	۱۲۳۶۱۴	۰.۹۶۹۵	۱۰	۳	۰	۶	
۷۵۴۸۷	۰.۹۷۸۹	۶	۲	۰	۹۴۸۰۱	۰.۹۷۰۵	۸	۲	۰	۸	
۷۵۴۸۷	۰.۹۸۹۷	۶	۲	۰	۹۴۸۰۱	۰.۹۸۵۴	۸	۲	۰	۱۰	
۲۷۷۳۴۰	۰.۹۵۰۵	۲۰	۱۰	۷	۳۴۹۶۴۹	۰.۹۵۶۱	۲۰	۹	۵	۲	۰.۰۵
۱۰۱۱۵۹	۰.۹۶۷۸	۷	۳	۱	۱۲۰۷۹۴	۰.۹۵۶۲	۹	۳	۱	۴	
۷۶۰۴۸	۰.۹۷۳۷	۵	۲	۰	۹۰۹۲۲	۰.۹۵۹۳	۸	۲	۱	۶	
۷۵۴۸۷	۰.۹۷۸۹	۶	۲	۰	۹۰۹۲۲	۰.۹۸۱۷	۸	۲	۱	۸	
۴۸۴۰۵	۰.۹۶۲۱	۴	۱	۰	۶۰۰۷۳	۰.۹۶۰۱	۵	۱	۰	۱۰	
۲۵۴۰۰۶	۰.۹۵۶۰	۱۵	۸	۵	۲۹۴۳۷۴	۰.۹۵۲۲	۱۸	۸	۵	۲	۰.۱
۸۵۲۰۵	۰.۹۶۰۵	۴	۲	۰	۹۷۵۲۴	۰.۹۵۲۴	۵	۲	۰	۴	
۷۱۳۲۷	۰.۹۷۰۱	۶	۲	۱	۸۴۹۴۷	۰.۹۷۳۴	۷	۲	۱	۶	
۷۱۳۲۷	۰.۹۸۶۷	۶	۲	۱	۵۴۲۰۰	۰.۹۶۲۱	۴	۱	۰	۸	
۴۸۴۰۵	۰.۹۶۲۱	۴	۱	۰	۵۴۲۰۰	۰.۹۷۶۲	۴	۱	۰	۱۰	

$WR - 0.1$ به صورت $(17, 25, 46)$ با $ASN = 6856$ و طرح بهینه $WR - 0.5$ به صورت $(19, 13, 25)$ با $ASN = 3565$ است. طرح‌های چندبار نمونه‌گیری بهینه با روش دو نقطه‌ای را می‌توان با طرح‌های متناظر محدود شده وزنی مقایسه کرد. برای یک مقایسه گرافیکی، شکل مقادیر ASN طرح محدود شده وزنی با توجه به مقادیر مختلف $1, 0.8, 0.6, 0.4, d = 1/4, q = 0.5, \gamma$ و $r_2 = 2$ نسبت به وزن تولیدکننده در نمودار ۲ رسم شده است. در هر نمودار، خط افقی نشان‌دهنده ASN مربوط به طرح بهینه چندبار نمونه‌گیری دو نقطه‌ای با

جدول ۲. مقادیر بهینه c_1 ، c_2 و n با احتمال پذیرش $P_A(p_2)$ و متوسط تعداد نمونه $ASN(p_1)$ به ازای $q = 0.8$.

$d = 0.6$					$d = 0.4$					r_2	β
$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1	$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1		
۵۴۳۴۲۹	۰.۹۵۶۶	۳۵	۱۳	۷	۸۰۵۰۰۰	۰.۹۵۴۶	۴۳	۱۲	۵	۲	۰.۰۱
۱۸۲۷۶۲	۰.۹۵۸۲	۱۴	۴	۱	۲۸۱۰۳۵	۰.۹۵۷۳	۱۷	۴	۰	۴	
۱۴۸۱۰۲	۰.۹۷۵۸	۱۱	۳	۰	۲۱۳۱۴۲	۰.۹۷۴۹	۱۶	۳	۰	۶	
۱۱۱۸۲۴	۰.۹۷۳۱	۹	۲	۰	۱۶۶۴۱۰	۰.۹۶۶۲	۱۴	۲	۰	۸	
۱۱۱۸۲۴	۰.۹۸۶۶	۹	۲	۰	۱۶۶۴۱۰	۰.۹۸۳۱	۱۴	۲	۰	۱۰	
۴۴۹۶۳۳	۰.۹۵۴۷	۳۰	۱۱	۷	۶۶۱۴۰۹	۰.۹۵۷۹	۴۷	۱۲	۸	۲	۰.۰۵
۱۷۵۲۱۸	۰.۹۷۱۸	۸	۳	۰	۲۳۳۴۲۷	۰.۹۶۳۴	۱۲	۳	۰	۴	
۱۰۹۵۱۸	۰.۹۵۶۰	۸	۲	۰	۱۵۶۳۲۷	۰.۹۷۳۲	۱۰	۲	۰	۶	
۱۰۹۵۱۸	۰.۹۸۲۲	۸	۲	۰	۱۵۶۳۲۷	۰.۹۸۹۱	۱۰	۲	۰	۸	
۷۲۲۶۰	۰.۹۵۶۷	۶	۱	۰	۱۰۷۰۰۰	۰.۹۵۴۳	۹	۱	۰	۱۰	
۴۰۰۰۹۱	۰.۹۵۱۱	۲۰	۸	۴	۵۴۶۹۸۱	۰.۹۵۰۵	۳۹	۱۰	۷	۲	۰.۱
۱۴۴۰۳۳	۰.۹۶۲۷	۱۰	۳	۱	۲۰۳۹۴۹	۰.۹۶۵۹	۱۴	۳	۱	۴	
۱۰۵۱۹۵	۰.۹۶۲۴	۹	۲	۱	۱۵۱۵۱۹	۰.۹۶۲۶	۱۳	۲	۱	۶	
۶۵۹۶۸	۰.۹۵۴۵	۵	۱	۰	۱۵۱۵۱۹	۰.۹۸۳۰	۱۳	۲	۱	۸	
۶۵۹۶۸	۰.۹۷۱۲	۵	۱	۰	۱۰۰۱۲۷	۰.۹۶۴۵	۸	۱	۰	۱۰	
$d = 1$					$d = 0.8$					r_2	β
$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1	$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1		
۳۴۱۹۵۰	۰.۹۵۱۴	۲۲	۱۲	۷	۴۳۱۵۴۲	۰.۹۵۱۳	۲۸	۱۳	۷	۲	۰.۰۱
۱۲۰۹۴۷	۰.۹۶۱۴	۹	۴	۱	۱۴۳۳۶۶	۰.۹۵۶۹	۱۱	۴	۱	۴	
۹۵۲۷۷	۰.۹۷۹۷	۸	۳	۱	۱۱۵۳۵۵	۰.۹۶۹۰	۹	۳	۰	۶	
۷۲۳۴۲	۰.۹۶۸۶	۶	۲	۰	۸۶۷۶۳	۰.۹۷۲۷	۷	۲	۰	۸	
۷۲۳۴۲	۰.۹۸۴۶	۶	۲	۰	۸۶۷۶۳	۰.۹۸۶۵	۷	۲	۰	۱۰	
۳۰۲۹۵۴	۰.۹۵۲۴	۱۸	۱۰	۶	۳۵۵۳۵۵	۰.۹۵۷۷	۲۱	۱۰	۶	۲	۰.۰۵
۱۱۷۵۰۶	۰.۹۵۸۰	۱۰	۴	۲	۱۱۳۹۷۴	۰.۹۵۹۵	۸	۳	۱	۴	
۶۹۳۷۱	۰.۹۵۸۱	۶	۲	۱	۸۵۶۴۱	۰.۹۶۱۴	۶	۲	۰	۶	
۶۹۳۷۱	۰.۹۸۱۱	۶	۲	۱	۸۵۶۴۱	۰.۹۸۴۶	۶	۲	۰	۸	
۴۷۰۸۹	۰.۹۵۰۸	۴	۱	۰	۸۵۶۴۱	۰.۹۹۲۴	۶	۲	۰	۱۰	
۲۶۹۵۶۸	۰.۹۶۰۱	۱۶	۹	۶	۳۴۲۷۷۹	۰.۹۶۱۵	۲۴	۱۱	۸	۲	۰.۱
۱۰۱۵۵۱	۰.۹۷۶۸	۶	۳	۱	۱۰۵۵۳۲	۰.۹۵۲۶	۹	۳	۲	۴	
۶۹۳۷۱	۰.۹۵۸۱	۶	۲	۱	۸۲۰۹۷	۰.۹۶۲۴	۷	۲	۱	۶	
۴۱۹۴۰	۰.۹۶۱۰	۳	۱	۰	۵۲۱۳۹	۰.۹۵۰۸	۴	۱	۰	۸	
۴۱۹۴۰	۰.۹۷۵۵	۳	۱	۰	۵۲۱۳۹	۰.۹۶۸۹	۴	۱	۰	۱۰	

$\alpha = \beta = 0.05$ را به صورت $(PR, CR) - 0.05$ نشان داده‌ایم. از نمودارها ملاحظه می‌شود که مقادیر ASN طرح $WR - 0.05$ کمتر از مقادیر ASN طرح متناظر با روش دو نقطه‌ای است. برای مثال، به ازای $d = 0.4$ مقدار ASN طرح دو نقطه‌ای از جدول ۱ برابر ۶۸۳۹ است در حالیکه مقادیر ASN طرح بهینه $WR - 0.05$ کمتر از این مقدار هستند.

جدول ۳. مقادیر بهینه c_1 ، c_2 و n با احتمال پذیرش $P_A(p_2)$ و متوسط تعداد نمونه $ASN(p_1)$ به ازای $q = 1/8$.

$d = 0.6$					$d = 0.4$					r_2	β
$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1	$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1		
۵۲,۳۶۴۸	۰.۹۵۷۲	۳۵	۱۵	۹	۶۸,۱۰۵۹	۰.۹۵۰۶	۴۹	۱۵	۹	۲	۰.۰۱
۱۸,۴۷۱۴	۰.۹۶۸۶	۱۵	۵	۲	۲۵,۰۳۰۸	۰.۹۶۶۱	۱۳	۴	۰	۴	
۱۲,۶۲۷۶	۰.۹۵۴۶	۱۰	۳	۰	۱۷,۶۰۲۳	۰.۹۷۱۰	۱۳	۳	۰	۶	
۹,۶۲۹۶	۰.۹۵۹۶	۸	۲	۰	۱۳,۴۴۶۰	۰.۹۶۵۶	۱۱	۲	۰	۸	
۹,۶۲۹۶	۰.۹۷۹۸	۸	۲	۰	۱۳,۴۴۶۰	۰.۹۸۲۸	۱۱	۲	۰	۱۰	
۴۲,۳۰۳۸	۰.۹۵۲۵	۲۸	۱۲	۸	۵۹,۹۵۹۲	۰.۹۶۰۰	۳۳	۱۱	۶	۲	۰.۰۵
۱۵,۱۰۶۵	۰.۹۵۸۹	۷	۳	۰	۱۹,۴۸۶۵	۰.۹۵۴۶	۱۰	۳	۰	۴	
۹,۴۴۷۴	۰.۹۶۵۱	۶	۲	۰	۱۲,۹۶۱۳	۰.۹۵۷۸	۹	۲	۰	۶	
۹,۳۷۰۵	۰.۹۷۴۹	۷	۲	۰	۱۲,۹۶۱۳	۰.۹۸۲۷	۹	۲	۰	۸	
۶,۰۷۵۶	۰.۹۵۰۷	۵	۱	۰	۱۲,۹۶۱۳	۰.۹۹۱۴	۹	۲	۰	۱۰	
۳۹,۹۷۲۱	۰.۹۶۱۲	۲۸	۱۲	۹	۵۲,۷۲۵۹	۰.۹۶۰۷	۳۰	۱۰	۶	۲	۰.۱
۱۲,۶۱۳۴	۰.۹۶۵۰	۸	۳	۱	۱۶,۹۷۳۶	۰.۹۵۳۵	۱۲	۳	۱	۴	
۸,۵۹۴۷	۰.۹۶۵۵	۷	۲	۱	۱۲,۰۴۰۰	۰.۹۶۵۰	۱۰	۲	۱	۶	
۸,۵۹۴۷	۰.۹۸۴۳	۷	۲	۱	۱۲,۰۴۰۰	۰.۹۸۴۱	۱۰	۲	۱	۸	
۶,۰۷۵۶	۰.۹۵۰۷	۵	۱	۰	۷,۸۶۷۰	۰.۹۶۷۵	۶	۱	۰	۱۰	
$d = 1$					$d = 0.8$					r_2	β
$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1	$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1		
۳۹,۹۴۴۰	۰.۹۵۸۷	۲۹	۱۷	۱۲	۴۳,۹۷۳۹	۰.۹۵۲۶	۳۴	۱۷	۱۲	۲	۰.۰۱
۱۳,۰۹۳۵	۰.۹۷۰۴	۱۰	۵	۲	۱۳,۰۹۹۷	۰.۹۵۷۹	۹	۴	۱	۴	
۹,۱۴۶۵	۰.۹۷۲۷	۶	۳	۰	۱۰,۲۶۰۱	۰.۹۶۱۳	۹	۳	۱	۶	
۶,۴۴۸۹	۰.۹۶۵۱	۵	۲	۰	۷,۵۷۹۰	۰.۹۶۵۱	۶	۲	۰	۸	
۶,۴۴۸۹	۰.۹۸۲۷	۵	۲	۰	۷,۵۷۹۰	۰.۹۸۲۷	۶	۲	۰	۱۰	
۳۳,۷۹۵۰	۰.۹۵۳۷	۲۶	۱۵	۱۲	۳۷,۳۶۴۵	۰.۹۵۴۳	۲۵	۱۳	۹	۲	۰.۰۵
۱۰,۸۳۹۹	۰.۹۶۷۱	۸	۴	۲	۱۲,۳۶۰۳	۰.۹۵۴۶	۱۰	۴	۲	۴	
۶,۸۵۲۸	۰.۹۶۵۶	۴	۲	۰	۷,۶۴۶۸	۰.۹۵۷۲	۵	۲	۰	۶	
۶,۴۴۸۹	۰.۹۶۵۱	۵	۲	۰	۷,۵۷۹۰	۰.۹۶۵۱	۶	۲	۰	۸	
۶,۴۴۸۹	۰.۹۸۲۷	۵	۲	۰	۷,۵۷۹۰	۰.۹۸۲۷	۶	۲	۰	۱۰	
۲۹,۱۳۸۹	۰.۹۵۶۱	۱۸	۱۱	۸	۳۱,۶۱۵۲	۰.۹۵۱۱	۲۱	۱۱	۸	۲	۰.۱
۱۰,۱۶۶۳	۰.۹۵۱۹	۹	۴	۳	۱۰,۹۵۵۴	۰.۹۷۵۲	۶	۳	۱	۴	
۶,۰۷۹۸	۰.۹۵۵۶	۵	۲	۱	۷,۱۵۰۸	۰.۹۵۴۷	۶	۲	۱	۶	
۶,۰۷۹۸	۰.۹۷۹۷	۵	۲	۱	۷,۱۵۰۸	۰.۹۷۹۳	۶	۲	۱	۸	
۳,۹۲۳۲	۰.۹۵۸۲	۳	۱	۰	۷,۱۵۰۸	۰.۹۸۸۸	۶	۲	۱	۱۰	

۶ تحلیل داده واقعی

برای نمایش کاربرد طرح چندبار نمونه‌گیری پذیرش، یک مجموعه داده که توسط **شیا و همکاران (۲۰۰۹)** بررسی شد مورد مطالعه قرار می‌گیرد. داده‌ها شامل ۳۰ قدرت شکست (بر حسب مگاپاسکال) پارچه جوت (پارچه‌ای است که با استفاده از پوست ساقه گیاهی به نام جوت تولید می‌شود) است که با استفاده از یک وسیله طول سنج ۱۰ میلی‌متر

۲۴۰ طرح‌های بازرسی چندبار نمونه‌گیری بهینه وصفی تحت سانسور نوع اول

جدول ۴. مقادیر بهینه c_1, c_2 و n با احتمال پذیرش $P_A(p_2)$ و متوسط تعداد نمونه $ASN(p_1)$ به ازای $q = 1/4$.

$d = 0.6$					$d = 0.4$					r_2	β
$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1	$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1		
۵۸,۴۲۰۶	۰,۹۵۳۲	۴۲	۲۷	۲۱	۵۹,۹۴۲۷	۰,۹۵۲۸	۳۴	۱۹	۱۲	۲	۰,۰۱
۱۵,۷۴۳۲	۰,۹۵۰۶	۱۳	۷	۴	۱۷,۵۷۸۰	۰,۹۵۰۳	۱۳	۶	۲	۴	
۹,۶۵۸۴	۰,۹۵۰۶	۵	۳	۰	۱۱,۵۳۴۷	۰,۹۷۱۲	۶	۳	۰	۶	
۸۰,۴۸۶	۰,۹۵۶۷	۷	۳	۱	۹,۹۴۲۶	۰,۹۵۷۶	۸	۳	۰	۸	
۸۰,۴۸۶	۰,۹۸۰۳	۷	۳	۱	۷,۴۴۶۰	۰,۹۶۱۴	۶	۲	۰	۱۰	
۴۸,۸۶۴۱	۰,۹۵۲۳	۳۴	۲۲	۱۸	۵۱,۵۸۵۸	۰,۹۵۲۶	۳۳	۱۸	۱۳	۲	۰,۰۵
۱۳,۷۵۶۵	۰,۹۵۵۷	۱۱	۶	۴	۱۴,۵۱۲۱	۰,۹۶۳۸	۱۱	۵	۳	۴	
۹,۶۵۸۴	۰,۹۵۰۶	۵	۳	۰	۹,۹۲۵۶	۰,۹۷۱۴	۷	۳	۱	۶	
۷۸۰,۳۶	۰,۹۶۹۴	۷	۳	۲	۷,۴۶۱۴	۰,۹۶۲۳	۵	۲	۰	۸	
۵۸۰,۳۴	۰,۹۶۵۱	۵	۲	۱	۷,۴۴۶۰	۰,۹۶۱۴	۶	۲	۰	۱۰	
۴۵,۷۱۶۹	۰,۹۵۴۲	۲۷	۱۸	۱۴	۴۳,۴۲۷۵	۰,۹۵۰۱	۲۵	۱۴	۱۰	۲	۰,۱
۱۲,۷۷۵۴	۰,۹۶۳۳	۱۱	۶	۵	۱۲,۸۹۶۶	۰,۹۶۸۹	۸	۴	۲	۴	
۷,۴۲۶۰	۰,۹۶۳۴	۶	۳	۲	۸,۳۲۶۲	۰,۹۶۴۳	۴	۲	۰	۶	
۷,۴۲۶۰	۰,۹۸۵۱	۶	۳	۲	۷,۰۷۰۵	۰,۹۵۹۳	۶	۲	۱	۸	
۵۸۰,۳۴	۰,۹۶۵۱	۵	۲	۱	۷,۰۷۰۵	۰,۹۷۷۴	۶	۲	۱	۱۰	
$d = 1$					$d = 0.8$					r_2	β
$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1	$ASN(p_1)$	$P_A(p_2)$	n	c_2	c_1		
۶۵,۵۳۶۴	۰,۹۵۳۲	۴۴	۳۴	۲۸	۶۲,۵۴۸۲	۰,۹۵۸۳	۴۳	۳۱	۲۵	۲	۰,۰۱
۱۶,۷۵۷۵	۰,۹۶۵۵	۱۳	۹	۶	۱۴,۶۶۴۹	۰,۹۵۱۶	۱۱	۷	۴	۴	
۱۱,۱۴۵۰	۰,۹۶۶۲	۱۰	۶	۴	۱۰,۴۳۰۴	۰,۹۶۷۴	۹	۵	۳	۶	
۶,۵۹۲۲	۰,۹۵۶۸	۵	۳	۱	۷,۶۰۱۴	۰,۹۵۰۶	۵	۳	۰	۸	
۶,۵۹۲۲	۰,۹۸۰۲	۵	۳	۱	۷,۰۴۲۲	۰,۹۷۵۰	۶	۳	۱	۱۰	
۵۶,۰۳۱۸	۰,۹۵۰۶	۳۹	۳۰	۲۶	۵۲,۷۶۲۵	۰,۹۵۶۳	۳۶	۲۶	۲۲	۲	۰,۰۵
۱۳,۷۲۶۱	۰,۹۶۰۶	۱۰	۷	۵	۱۴,۰۴۸۸	۰,۹۵۴۰	۹	۶	۳	۴	
۸,۷۱۲۶	۰,۹۶۶۴	۶	۴	۲	۸,۸۵۷۷	۰,۹۵۸۵	۷	۴	۲	۶	
۶,۵۹۲۲	۰,۹۵۶۸	۵	۳	۱	۶,۵۹۱۹	۰,۹۶۹۸	۳	۲	۰	۸	
۵,۶۲۰۵	۰,۹۶۹۸	۳	۲	۰	۶,۵۹۱۹	۰,۹۸۴۷	۳	۲	۰	۱۰	
۴۹,۸۴۱۴	۰,۹۵۱۰	۳۵	۲۷	۲۴	۴۵,۹۲۸۴	۰,۹۵۰۲	۲۱	۱۶	۱۲	۲	۰,۱
۱۳,۶۸۰۰	۰,۹۵۷۸	۱۲	۸	۷	۱۳,۳۶۶۳	۰,۹۶۹۰	۹	۶	۴	۴	
۸,۷۱۲۶	۰,۹۶۶۴	۶	۴	۲	۸,۳۳۰۴	۰,۹۶۸۸	۷	۴	۳	۶	
۶,۲۱۱۶	۰,۹۷۱۳	۵	۳	۲	۶,۵۹۱۹	۰,۹۶۹۸	۳	۲	۰	۸	
۵,۶۲۰۵	۰,۹۶۹۸	۳	۲	۰	۴,۹۸۷۲	۰,۹۶۸۱	۴	۲	۱	۱۰	

اندازه‌گیری شده است. داده‌ها به صورت

۴۳,۹۳, ۵۰/۱۶, ۱۰۱/۱۵, ۱۰۸,۹۴, ۱۲۳/۰۶, ۱۴۱,۳۸, ۱۵۱,۴۸, ۱۶۳/۴۰, ۱۷۷,۲۵, ۱۸۳/۱۶,
 ۲۱۲/۱۳, ۲۵۷/۴۴, ۲۶۲,۹۰, ۲۹۱,۲۷, ۳۰۳,۹۰, ۳۲۳,۸۳, ۳۵۳/۲۴, ۳۷۶/۴۲, ۳۸۳/۴۳, ۴۲۲/۱۱,
 ۵۰۶/۶۰, ۵۳۰/۵۵, ۵۹۰/۴۸, ۶۳۷/۶۶, ۶۷۱/۴۹, ۶۹۳/۷۳, ۷۰۰/۷۴, ۷۰۴/۶۶, ۷۲۷/۲۳, ۷۷۸/۱۷

جدول ۵. حداقل حجم نمونه در طرح یک‌بار نمونه‌گیری (n^*) و متوسط حجم نمونه در طرح چندبار نمونه‌گیری (ASN).

$q = 0.8$												$q = 0.5$												d	β				
α				β				γ				α				β				γ									
ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*	ASN	n^*			ASN	n^*	ASN	n^*
۳۴۱۹	۶۸	۴۳۱۵	۷۹	۵۴۳۴	۱۰۱	۸۰۵۰	۱۴۹	۲۵۳۶	۶۴	۴۴۱۶	۸۰	۵۴۹۲	۱۰۷	۸۵۶۹	۱۵۵	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶	۱۸۲۷	۳۴	۲۸۱۰	۴۹	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶		
۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶	۱۸۲۷	۳۴	۲۸۱۰	۴۹	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶	۱۸۲۷	۳۴	۲۸۱۰	۴۹	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶	۱۸۲۷	۳۴	۲۸۱۰	۴۹	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶		
۹۵۲	۱۵	۱۱۵۳	۱۹	۱۴۸۱	۲۴	۲۱۳۱	۳۵	۷۵۴	۱۴	۹۴۸	۱۷	۱۲۲۴	۲۳	۱۸۶۷	۲۸	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶	۱۸۲۷	۳۴	۲۸۱۰	۴۹	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶		
۷۲۳	۱۳	۸۶۷	۱۶	۱۱۱۸	۲۱	۱۶۶۴	۳۱	۷۵۴	۱۴	۹۴۸	۱۷	۱۲۲۴	۲۳	۱۸۶۷	۲۸	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶	۱۸۲۷	۳۴	۲۸۱۰	۴۹	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶		
۷۲۳	۱۳	۸۶۷	۱۶	۱۱۱۸	۲۱	۱۶۶۴	۳۱	۷۵۴	۱۴	۹۴۸	۱۷	۱۲۲۴	۲۳	۱۸۶۷	۲۸	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶	۱۸۲۷	۳۴	۲۸۱۰	۴۹	۱۲۰۹	۲۴	۱۴۳۳	۲۶		
۳۰۲۹	۴۷	۳۵۵۳	۵۶	۴۴۸۶	۷۱	۶۶۱۴	۱۰۱	۲۷۷۳	۴۳	۳۴۸۶	۵۵	۴۷۵۹	۷۹	۶۸۸۳	۱۰۷	۳۰۲۹	۴۷	۳۵۵۳	۵۶	۴۴۸۶	۷۱	۶۶۱۴	۱۰۱	۳۰۲۹	۴۷	۳۵۵۳	۵۶		
۱۱۵۷	۱۷	۱۱۳۹	۲۰	۱۷۵۲	۲۶	۲۳۳۴	۳۷	۱۰۱۱	۱۵	۱۲۰۷	۱۹	۱۸۲۱	۲۵	۲۲۶۴	۳۶	۱۱۵۷	۱۷	۱۱۳۹	۲۰	۱۷۵۲	۲۶	۲۳۳۴	۳۷	۱۰۱۱	۱۵	۱۲۰۷	۱۹		
۶۹۳	۱۱	۸۵۶	۱۳	۱۰۵۹	۱۷	۱۵۶۳	۲۴	۷۶۰	۱۱	۹۰۹	۱۴	۱۱۸۵	۱۸	۱۷۲۲	۲۷	۶۹۳	۱۱	۸۵۶	۱۳	۱۰۵۹	۱۷	۱۵۶۳	۲۴	۷۶۰	۱۱	۹۰۹	۱۴		
۶۹۳	۸	۸۵۶	۱۰	۱۰۵۹	۱۳	۱۵۶۳	۱۹	۷۵۴	۹	۹۰۹	۱۱	۱۱۸۵	۱۴	۱۷۲۲	۲۱	۶۹۳	۸	۸۵۶	۱۰	۱۰۵۹	۱۳	۱۵۶۳	۱۹	۷۵۴	۹	۹۰۹	۱۱		
۴۷۰	۸	۸۵۶	۱۰	۷۲۲	۱۳	۱۰۷۰	۱۹	۴۸۴	۹	۶۰۰	۱۱	۸۱۸	۱۴	۱۷۲۲	۲۱	۴۷۰	۸	۸۵۶	۱۰	۷۲۲	۱۳	۱۰۷۰	۱۹	۴۸۴	۹	۶۰۰	۱۱		
۲۶۸۳	۴۹	۳۴۲۷	۴۲	۴۵۶۰	۵۶	۵۶۶۹	۸۰	۲۵۴۰	۳۷	۲۹۴۳	۴۵	۴۱۷۳	۵۸	۵۹۳۷	۸۱	۲۶۸۳	۴۹	۳۴۲۷	۴۲	۴۵۶۰	۵۶	۵۶۶۹	۸۰	۲۵۴۰	۳۷	۲۹۴۳	۴۵		
۱۰۱۵	۱۱	۱۰۵۵	۱۶	۱۴۴۰	۲۰	۲۰۳۹	۲۹	۸۵۲	۱۲	۹۷۵	۱۷	۱۲۸۶	۱۹	۲۲۴۰	۳۲	۱۰۱۵	۱۱	۱۰۵۵	۱۶	۱۴۴۰	۲۰	۲۰۳۹	۲۹	۸۵۲	۱۲	۹۷۵	۱۷		
۶۹۳	۹	۸۲۰	۱۱	۱۰۵۱	۱۵	۱۵۵	۲۱	۷۱۳	۱۰	۸۴۹	۱۲	۱۱۵۶	۱۶	۱۶۴۸	۲۳	۶۹۳	۹	۸۲۰	۱۱	۱۰۵۱	۱۵	۱۵۵	۲۱	۷۱۳	۱۰	۸۴۹	۱۲		
۴۱۹	۷	۵۲۱	۹	۶۵۹	۱۱	۱۵۵	۱۷	۷۱۳	۸	۵۴۲	۱۰	۱۱۵۶	۱۲	۱۶۴۸	۱۸	۴۱۹	۷	۵۲۱	۹	۶۵۹	۱۱	۱۵۵	۱۷	۷۱۳	۸	۵۴۲	۱۰		
۴۱۹	۷	۵۲۱	۹	۶۵۹	۱۱	۱۰۷۱	۱۷	۴۸۴	۸	۵۴۲	۱۰	۷۵۲	۱۲	۱۱۷۱	۱۸	۴۱۹	۷	۵۲۱	۹	۶۵۹	۱۱	۱۰۷۱	۱۷	۴۸۴	۸	۵۴۲	۱۰		
$q = 1/4$												$q = 1/1$												d	r_2	β			
α				β				γ				α				β				γ									
۶۵۵۳	۱۱۹	۶۲۵۴	۱۱۴	۵۸۴۲	۱۰۸	۵۹۹۴	۱۱۳	۳۹۹۴	۷۴	۴۳۸۷	۸۲	۵۲۳۶	۹۶	۶۸۱۰	۱۱۳	۶۵۵۳	۱۱۹	۶۲۵۴	۱۱۴	۵۸۴۲	۱۰۸	۵۹۹۴	۱۱۳	۶۵۵۳	۱۱۹	۶۲۵۴	۱۱۴		
۱۶۷۵	۳۰	۱۴۶۶	۲۸	۱۵۷۴	۲۸	۱۷۷۵	۳۱	۱۳۰۹	۲۱	۱۳۱۰	۲۵	۱۸۴۷	۳۲	۲۵۰۳	۴۴	۱۶۷۵	۳۰	۱۴۶۶	۲۸	۱۵۷۴	۲۸	۱۷۷۵	۳۱	۱۶۷۵	۳۰	۱۴۶۶	۲۸		
۱۱۱۴	۱۷	۱۰۴۳	۱۷	۱۱۵۳	۱۸	۱۱۵۳	۲۰	۹۱۴	۱۶	۱۰۲۹	۱۹	۱۲۶۲	۲۳	۱۷۶۰	۳۳	۱۱۱۴	۱۷	۱۰۴۳	۱۷	۱۱۵۳	۱۸	۱۱۵۳	۲۰	۹۱۴	۱۶	۱۰۲۹	۱۹		
۶۵۹	۱۳	۷۶۰	۱۴	۸۰۴	۱۴	۹۲۲	۱۸	۶۴۴	۱۴	۷۵۷	۱۶	۹۶۲	۲۰	۱۳۴۴	۲۵	۶۵۹	۱۳	۷۶۰	۱۴	۸۰۴	۱۴	۹۲۲	۱۸	۶۴۴	۱۴	۷۵۷	۱۶		
۶۵۹	۱۱	۷۰۴	۱۳	۸۰۴	۱۳	۷۲۴	۱۶	۶۴۴	۱۲	۷۷۵	۱۴	۹۶۲	۱۸	۱۳۴۴	۲۵	۶۵۹	۱۱	۷۰۴	۱۳	۸۰۴	۱۳	۷۲۴	۱۶	۶۴۴	۱۲	۷۷۵	۱۴		
۵۶۰۳	۸۴	۵۲۷۶	۷۹	۴۸۸۶	۷۴	۵۱۵۸	۷۸	۳۳۷۹	۵۱	۳۷۳۶	۵۵	۴۶۳۰	۶۸	۵۹۹۵	۹۰	۵۶۰۳	۸۴	۵۲۷۶	۷۹	۴۸۸۶	۷۴	۵۱۵۸	۷۸	۳۳۷۹	۵۱	۳۷۳۶	۵۵		
۱۳۷۲	۲۱	۱۴۰۴	۲۱	۱۳۷۵	۲۱	۱۴۵۱	۲۱	۱۰۸۳	۱۵	۱۲۳۶	۲۰	۱۵۱۰	۲۲	۱۹۴۸	۳۱	۱۳۷۲	۲۱	۱۴۰۴	۲۱	۱۳۷۵	۲۱	۱۴۵۱	۲۱	۱۰۸۳	۱۵	۱۲۳۶	۲۰		
۸۷۱	۱۳	۸۸۵	۱۲	۹۶۵	۱۲	۹۹۲	۱۵	۶۸۵	۱۱	۷۶۴	۱۳	۹۴۴	۱۷	۱۲۹۶	۲۳	۸۷۱	۱۳	۸۸۵	۱۲	۹۶۵	۱۲	۹۹۲	۱۵	۶۸۵	۱۱	۷۶۴	۱۳		
۶۵۹	۸	۶۵۹	۹	۷۸۰	۱۱	۷۲۶	۱۱	۶۴۴	۱۰	۷۵۷	۱۱	۹۳۷	۱۴	۱۲۹۶	۲۰	۶۵۹	۸	۶۵۹	۹	۷۸۰	۱۱	۷۲۶	۱۱	۶۴۴	۱۰	۷۵۷	۱۱		
۵۶۲	۸	۶۵۹	۹	۵۸۰	۹	۷۲۶	۱۱	۶۴۴	۸	۷۵۷	۹	۶۰۷	۱۱	۱۲۹۶	۱۶	۵۶۲	۸	۶۵۹	۹	۵۸۰	۹	۷۲۶	۱۱	۶۴۴	۸	۷۵۷	۹		
۴۹۸۴	۶۸	۴۵۹۲	۶۳	۴۵۷۱	۶۱	۴۳۴۲	۶۳	۲۹۱۳	۳۹	۳۱۶۱	۴۵	۳۹۹۷	۵۳	۵۲۷۲	۷۳	۴۹۸۴	۶۸	۴۵۹۲	۶۳	۴۵۷۱	۶۱	۴۳۴۲	۶۳	۲۹۱۳	۳۹	۳۱۶۱	۴۵		
۱۳۶۸	۱۷	۱۳۳۶	۱۷	۱۲۷۷	۱۶	۱۲۸۹	۱۸	۱۰۱۶	۱۲	۱۰۵۹	۱۴	۱۲۶۱	۱۷	۱۶۹۷	۲۴	۱۳۶۸	۱۷	۱۳۳۶	۱۷	۱۲۷۷	۱۶	۱۲۸۹	۱۸	۱۰۱۶	۱۲	۱۰۵۹	۱۴		
۸۷۱	۱۲	۸۳۳	۱۰	۷۲۲	۱۱	۸۳۲	۱۲	۶۰۷	۱۰	۷۱۵	۱۰	۸۵۹	۱۲	۱۲۰۴	۱۷	۸۷۱	۱۲	۸۳۳	۱۰	۷۲۲	۱۱	۸۳۲	۱۲	۶۰۷	۱۰	۷۱۵	۱۰		
۶۲۱	۸	۶۵۹	۸	۷۴۲	۸	۷۰۷	۱۰	۶۰۷	۹	۷۱۵	۸	۸۵۹	۱۲	۱۲۰۴	۱۴	۶۲۱	۸	۶۵۹	۸	۷۴۲	۸	۷۰۷	۱۰	۶۰۷	۹	۷۱۵	۸		
۵۶۲	۶	۴۹۸	۷	۵۸۰	۸	۷۰۷	۸	۳۹۲	۷	۷۱۵	۸	۶۰۷	۱۰	۷۸۶	۱۴	۵۶۲	۶	۴۹۸	۷	۵۸۰	۸	۷۰۷	۸	۳۹۲	۷	۷۱۵	۸		

هستند. با آزمون کلموگروف اسمیرنوف با مقدار آماره آزمون $D = 0.20671$ و p -مقدار 0.133 ، می‌توان توزیع q -نمایی تی سالیس را برای این داده‌ها مناسب دانست. همچنین معیارهای ارزیابی توزیع موردنظر به صورت $AIC^1 = 427.45$ ، $BIC^2 = 430.26$ و $LL^3 = -211.75$ حاصل شده است. برآورد ماکسیم درستنمایی پارامترها نیز $\hat{q} = 1.35$ و $\hat{\lambda} = 0.049$ هستند. میانگین طول عمر (μ_0) مجموعه داده‌ها بر اساس پارامترهای برآورد شده 673.53 است. فرض کنید آزمایشگر می‌خواهد نسبت خاتمه برابر با $0.6 = \frac{t}{\mu_0}$ باشد، در نتیجه زمان خاتمه برابر $t = 404.118$ است. اگر $\alpha = 0.05$ ، $\beta = 0.05$ و $r_2 = 4$ اختیار شود آنگاه با استفاده از جدول ۴ پارامترهای بهینه طرح چندبار نمونه‌گیری به صورت $(c_1, c_2, n) = (4, 6, 11)$ به دست می‌آیند. اگر آزمایشگر بخواهد طرح چندبار نمونه‌گیری پذیرش با توجه با مقادیر مشخص شده تنظیم شود، باید به صورت زیر عمل کند:

۱. ابتدا نمونه‌ای به حجم $n = 11$ از انباشته انتخاب و به مدت زمان $t_0 = 404.118$ مورد آزمون قرار می‌گیرد.
۲. اگر تعداد محصولات معیوب D تا زمان $t_0 = 404.118$ کمتر یا مساوی با $c_1 = 4$ باشد، انباشته پذیرفته می‌شود. اگر D بزرگتر از عدد رد $c_2 = 6$ باشد، انباشته رد و آزمون خاتمه می‌یابد.

¹Akaike information criteria

²Bayesian information criteria

³Log Likelihood

۲۴۲ طرح‌های بازرسی چندبار نمونه‌گیری بهینه وصفی تحت سانسور نوع اول

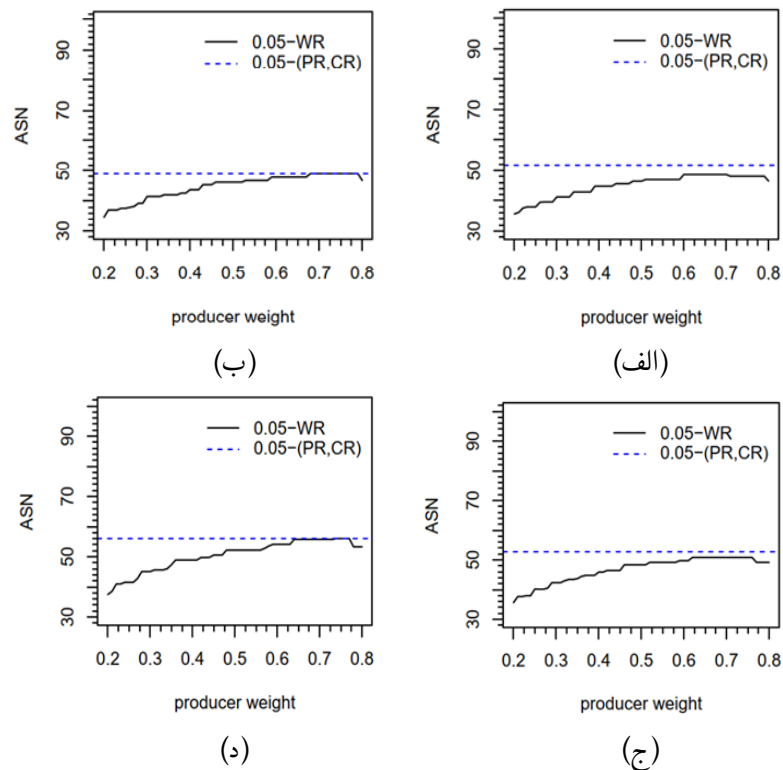
جدول ۶. مقادیر مولفه‌های بهینه طرح $WR - \gamma$ ، به درصد و ASN به ازای مقادیر مختلف d ، γ ، r_2 و (w_1, w_2) .

$(w_1, w_2) = (A_1, A_2)$					$(w_1, w_2) = (A_1, A_2)$					$(w_1, w_2) = (A_1, A_2)$					r_2	γ	d
ASN	WR	n	c_1	c_2	ASN	WR	n	c_1	c_2	ASN	WR	n	c_1	c_2			
۹۰۶۴	۰.۸۹	۳۵	۳۶	۱۸	۸۳۰۲	۰.۸۷	۳۸	۳۷	۱۸	۶۸۳۶	۱	۳۶	۳۵	۱۷	۲	۰.۸۱	۰.۴
۱۳۳۶	۰.۸۵	۱۶	۸	۴	۱۲۰۱	۰.۸۷	۱۷	۸	۴	۱۹۰۱	۰.۸۹	۱۲	۶	۲	۴		
۱۵۰۸	۰.۸	۱۱	۵	۲	۱۴۶۴	۰.۸۱	۱۲	۵	۲	۱۲۳۲	۰.۸۳	۱۰	۴	۱	۶		
۱۱۵۳	۰.۸	۶	۳	۰	۱۱۵۳	۰.۸۳	۶	۳	۰	۹۹۴	۰.۸۳	۸	۳	۰	۸		
۹۸۲	۰.۸۶	۸	۳	۱	۹۹۴	۰.۸۱	۸	۳	۰	۹۹۴	۰.۸۳	۸	۳	۰	۱۰		
۴۶۵	۰.۸۹	۲۹	۱۶	۱۲	۴۶۴۶	۰.۵	۳۲	۱۷	۱۲	۳۵۶۵	۰.۵	۳۵	۱۳	۹	۲	۰.۸۵	
۱۲۸	۰.۴	۸	۴	۲	۱۳۹۹	۰.۴۵	۸	۴	۱	۹۸۳	۰.۸۷	۷	۳	۱	۴		
۸۳۳	۰.۸	۴	۲	۰	۸۳۳	۰.۴۵	۴	۲	۰	۷۴۵	۰.۸۱	۶	۲	۰	۶		
۶۶۱	۰.۴۳	۵	۲	۱	۷۰۷	۰.۴۵	۶	۲	۱	۷۴۵	۰.۸۱	۶	۲	۰	۸		
۶۶۱	۰.۴۵	۵	۲	۱	۷۰۷	۰.۴۵	۶	۲	۱	۴۸	۰.۴۶	۴	۱	۰	۱۰		
۸۹۲	۰.۸۳	۴۷	۳۲	۲۴	۸۵۵۶	۰.۸۸	۴۹	۳۳	۲۵	۶۷۵۷	۰.۸۷	۴۶	۳۰	۲۲	۲	۰.۸۱	۰.۶
۱۱۲۲	۰.۸۵	۱۵	۹	۵	۱۲۱۲	۰.۸۵	۱۵	۹	۵	۱۶۹۴	۰.۸۷	۱۲	۷	۳	۴		
۱۲۱	۰.۸۵	۱۱	۶	۳	۱۲۱۱	۰.۸۶	۹	۵	۳	۱۰۸۹	۰.۸۸	۷	۴	۱	۶		
۱۰۸۹	۰.۸۱	۷	۴	۱	۱۰۶۶	۰.۸۴	۸	۴	۱	۹۶۶	۰.۸۳	۵	۳	۰	۸		
۹۶۶	۰.۸۹	۵	۳	۰	۸۰۸	۰.۸۹	۶	۳	۰	۸۰۵	۰.۸۹	۷	۳	۱	۱۰		
۴۶۸۲	۰.۸۵	۳۵	۱۷	۱۳	۴۶۲	۰.۴۵	۳۱	۲۰	۱۵	۳۳۸۸	۰.۸۶	۱۸	۱۲	۷	۲	۰.۸۵	
۱۲۴۵	۰.۸۳	۶	۴	۲	۱۲۱۱	۰.۴۶	۹	۵	۳	۹۶۶	۰.۸۹	۵	۳	۰	۴		
۷۲۳	۰.۸۱	۶	۳	۲	۸۰۶	۰.۴۵	۶	۳	۱	۶۱۶	۰.۴۵	۴	۲	۰	۶		
۵۴۹	۰.۴۶	۴	۲	۱	۶۱۶	۰.۴۳	۴	۲	۰	۵۸	۰.۴۳	۵	۲	۱	۸		
۵۴۹	۰.۴۶	۴	۲	۱	۵۸	۰.۴۶	۵	۲	۱	۳۷۳	۰.۴۳	۳	۱	۰	۱۰		
۹۱۰۳	۰.۸۱	۵۴	۴۰	۳۲	۸۵۱۹	۰.۸۱	۵۳	۳۹	۳۱	۷۰۶۵	۰.۸۱	۵۰	۳۶	۲۸	۲	۰.۸۱	۰.۸
۲۳۳۷	۰.۸۱	۱۸	۱۲	۹	۲۰۶۴	۰.۸۱	۱۵	۱۰	۶	۱۷۴۹	۰.۸۱	۱۲	۸	۴	۴		
۱۴۰۵	۰.۸۱	۹	۶	۳	۱۲۴۳	۰.۸۱	۱۰	۶	۳	۱۱۲۷	۰.۸۱	۸	۵	۲	۶		
۱۰۲۳	۰.۸۱	۹	۵	۳	۱۰۲۳	۰.۸۱	۹	۵	۳	۸۸۴	۰.۸۱	۸	۴	۲	۸		
۸۸۶	۰.۸۱	۷	۴	۲	۸۸۴	۰.۸۱	۸	۴	۲	۷۰۴	۰.۸۱	۶	۳	۱	۱۰		
۳۹۲۳	۰.۸۵	۳۰	۲۲	۱۸	۳۸۳۱	۰.۸۵	۳۲	۲۳	۱۸	۳۵۶۶	۰.۸۵	۲۴	۱۷	۱۳	۲	۰.۸۵	
۱۳۰۷	۰.۸۵	۱۱	۷	۶	۱۲۲۳	۰.۸۵	۱۰	۶	۴	۸۸۶	۰.۸۵	۷	۴	۲	۴		
۷۴۶	۰.۸۵	۵	۳	۱	۷۴۶	۰.۸۴	۵	۳	۱	۶۵۹	۰.۸۴	۳	۲	۰	۶		
۶۵۹	۰.۸۳	۳	۲	۰	۶۵۹	۰.۸۳	۳	۲	۰	۵۲۶	۰.۸۳	۴	۲	۰	۸		
۴۹۹	۰.۸۴	۴	۲	۱	۴۹۹	۰.۸۴	۴	۲	۱	۳۲۵	۰.۸۵	۳	۱	۰	۱۰		
۱۰۱۲۴	۰.۸۱	۵۴	۴۳	۳۵	۹۴۷۹	۰.۸۱	۵۳	۴۲	۳۴	۷۷۰۲	۰.۸۱	۵۳	۴۱	۳۴	۲	۰.۸۱	۱
۲۲۰۷	۰.۸۱	۱۵	۱۱	۷	۲۱۶۵	۰.۸۱	۱۷	۱۲	۸	۱۹۲۹	۰.۸۱	۱۴	۱۰	۶	۴		
۱۴۱۷	۰.۸۱	۱۰	۷	۴	۱۲۸۴	۰.۸۱	۱۱	۷	۴	۱۱۶۴	۰.۸۱	۷	۵	۲	۶		
۱۱۱۵	۰.۸۱	۱۰	۶	۴	۹۸۲	۰.۸۱	۸	۵	۲	۸۸۹	۰.۸۱	۶	۴	۱	۸		
۸۷۱	۰.۸۱	۶	۴	۲	۸۰۶	۰.۸۱	۷	۴	۲	۸۰۶	۰.۸۱	۷	۴	۲	۱۰		
۵۳۳۵	۰.۸۵	۲۹	۲۳	۱۹	۵۲۴۱	۰.۸۵	۳۵	۲۷	۲۳	۳۷۴۹	۰.۸۵	۲۵	۱۹	۱۵	۲	۰.۸۵	
۱۳۶۸	۰.۸۵	۱۲	۸	۷	۱۳۷۳	۰.۸۴	۱۰	۷	۵	۸۷۱	۰.۸۵	۶	۴	۲	۴		
۷۸۶	۰.۸۴	۶	۴	۳	۷۸۳	۰.۸۵	۷	۴	۳	۵۶۲	۰.۸۴	۳	۲	۰	۶		
۵۶۲	۰.۸۵	۳	۲	۰	۵۶۲	۰.۸۴	۳	۲	۰	۴۶۸	۰.۸۴	۴	۲	۱	۸		
۴۸۱	۰.۸۴	۳	۲	۱	۴۶۸	۰.۸۴	۴	۲	۱	۴۶۸	۰.۸۳	۴	۲	۱	۱۰		

۳. اگر $c_1 (= ۴) < D \leq c_2 (= ۶)$ ، آنگاه به مرحله ۱ رفته و آزمایش تکرار می‌شود.
 حال فرض کنید مقادیر وزن تولیدکننده $۰/۲$ ، $۰/۵$ و $۰/۸$ با حداکثر محدودیت WR به اندازه $۰/۵$ باشد.
 در این صورت از جدول ۶ به ازای $d = ۶$ و $r_2 = ۴$ ، مولفه‌های بهینه طرح به ترتیب برابر $(۰, ۳, ۴)$ ، $(۳, ۵, ۹)$ و $(۲, ۴, ۶)$ با مقادیر ASN به ترتیب $۹,۶۶$ ، $۱۲/۱۱$ و $۱۲/۴۵$ هستند.

۷ بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله، طرح بازرسی چندبار نمونه‌گیری پذیرش انباشته‌ها بر اساس آزمون عمر بریده شده وقتی طول عمر تولیدات دارای توزیع q -نمایی تی سالیس باشد مورد بررسی قرار گرفت. میانگین توزیع به عنوان پارامتر کیفیت طرح در نظر گرفته شد. جداول جامعی از پارامترهای طرح بهینه به روش دو نقطه‌ای به همراه مقدار متوسط نمونه و احتمال پذیرش انباشته با مقادیر مشخص مخاطره تولیدکننده و مصرف‌کننده ارائه شدند. مطالعه مقایسه‌ای نیز برای بررسی



شکل ۲. مقادیر ASN طرح‌های بهینه $WR - 0.05$ و $(PR, CR) - 0.05$ نسبت به w_1 به ازای $q = 1.4$ ، $\gamma = 2$ و مقادیر مختلف d : الف- $d = 0.4$ ، ب- $d = 0.6$ ، ج- $d = 0.8$ و د- $d = 1$.

کارایی طرح پیشنهادی با استفاده از معیار مقدار متوسط نمونه انجام شد. طرح بهینه با در نظر گرفتن محدودیت برای ترکیب خطی از مخاطره‌ها معرفی و مولفه‌های بهینه آن به دست آمدند. نتایج نشان می‌دهد طرح‌های بهینه $\gamma - WR$ در مقایسه با طرح‌های بهینه دو نقطه‌ای $\gamma - (PR, CR)$ دارای ASN کمتری هستند. یک مجموعه داده واقعی نیز برای نمایش کاربرد طرح پیشنهادی مورد مطالعه قرار گرفته است. عصر امروز همه چیز در مواجهه با داده‌ها و استخراج بینش مفید از داده‌ها با ابزارها و تکنیک‌های مختلف داده کاوی و داده‌های بزرگ است. علم داده برای حل مسائلی که داده‌ها برای آنها از طریق برخی از الگوریتم‌های استاندارد یادگیری ماشین، داده‌های بزرگ، یادگیری عمیق و پاسخ‌های علمی به همه پرسش‌ها در دسترس هستند بسیار مفید است. همچنین یکی از نگرانی‌های عمده در مورد توزیع احتمال داده‌ها، استخراج استنباط‌های آماری داده‌ها برای توسعه بیشتر است. به علاوه، از داده‌ها برای تصمیم‌گیری در مورد پذیرش یا رد انباشته‌ها استفاده می‌شود. بنابراین در مواردی که با انباشته‌های بزرگ از محصولات مواجه هستیم، بهره‌گیری از علم داده و ابزارهای سودمند آن می‌تواند راهگشا باشد.

۸ تقدیر و تشکر

نویسندگان از سردبیر، داوران و ویراستار محترم مجله برای ارائه پیشنهادات مفید و ارزنده که باعث بهبود کیفیت مقاله گردید تشکر و قدردانی می‌نمایند. این طرح تحقیقاتی با استفاده از اعتبارات ویژه پژوهشی (گرت) دانشگاه مازندران انجام شده است.

مراجع

توماج، ع. (۱۴۰۳)، آنتروپی تی‌سالیس طول عمر سیستم‌های منسجم و ویژگی‌های آن، مجله علوم آماری، ۱۸، ۳۹-۵۶.

Al-Husseini, Z., Naghizadeh Qomi, M. and MirMostafaei, S. M. T. K. (2023), Single Acceptance Sampling Plan Based on Truncated Life Tests for the Exponentiated Moment Exponential Distribution with Application in Bladder Cancer Data, *Iranian Journal of Health Sciences*, **11**(3), 217-228.

Al-Nasser, A. D. and Obeidat, M. A. (2020), Acceptance Sampling Plans from Truncated Life Test based on Tsallis Q-exponential Distribution, *Journal of Applied Statistics*, **47**, 685-697.

Al-Omari, A.I. and Ismail, M.T. (2024), Gamma Lindley Distribution in Acceptance Sampling Plans in Terms of Truncated Life Tests with An Application to Industrial Data, *Pakistan Journal of Statistics and Operation Research*, **20**, 455-469.

Aslam, M., Niaki, S.T.A. and Rasool, M., Fallahnezhad, M.S. (2012), Decision Rule of Repetitive Acceptance Sampling Plans Assuring Percentile Life, *Scientia Iranica*, **19**(3), 879-884.

Fernández, A.J., Correa-Álvarez, C.D. and Pericchi, L.R. (2020), Balancing Producer and Consumer Risks in Optimal Attribute Testing: A Unified Bayesian/Frequentist Design, *European Journal of Operational Research*, **286**, 576-587.

- Jeyadurga, P. and Balamurali, S. (2024), Determination and Economic Design of Repetitive Group Sampling Plan Under Two Parameter Lindley Distribution, *Quality Technology and Quantitative Management*, 1–24, <https://doi.org/10.1080/16843703.2024.2358614>.
- Kalyania, K., Srinivasa Raob, G., Rosaiaha, K. and Sivakumara, D.C.U. (2021), Repetitive Acceptance Sampling Plan for Odds Exponential Log-Logistic Distribution based on Truncated Life Test, *Journal of Industrial and Production Engineering*, **38**, 395-400.
- Kannan, G., Jeyadurga, P. and Balamurali, S. (2022), Economic Design of Repetitive Group Sampling Plan based on Truncated Life Test under Birnbaum-Saunders Distribution, *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, **51**, 7334-7350.
- Mahmood, Y., Fatima, S., Khan, H., Amir, H., Khoo, M. B. C. and The, S. Y. (2021), Acceptance Sampling Plans Based on Topp-Leone Gompertz Distribution, *Computers and Industrial Engineering*, **159**, 107-526.
- Montgomery, D. C. (2013), Introduction to Statistical Quality Control. 7th ed. *USA: John Wiley & Sons*.
- Naghizadeh Qomi, M. and Fernández, A. J. (2024), Optimal Double Acceptance Sampling Plans based on Truncated Life Tests for Tsallis q-exponential Distributions, *Journal of Applied Statistics*, **51**(16), 3456–3467.
- Naghizadeh Qomi, M., Al-Husseini, Z. and Dey, S. (2025), Time Truncated Double Acceptance Sampling Plan for the Nadarajah-Haghighi Distribution, *Statistics, Optimization & Information Computing*, **13**(1), 128-137.
- Santos Fernandez, E. (2016), Acceptance Sampling for Food Quality Assurance. *Ph.D. Thesis, Massey University*.
- Schmueli, G. (2016), Practical Acceptance Sampling: A Hands-on Guide, 2nd edition, *USA: Axelrod Schnall Publishers*.

- Sherman, R. E. (1965), Design and Evaluation of a Repetitive Group Sampling Plan, *Technometrics*, **7**, 11-21.
- Tsallis, C. (2009), Introduction to Non Extensive Statistical Mechanics, *Springer, New York*.
- Tripathi, H., Saha, M. and Alha, V. (2022), An Application of Time Truncated Single Acceptance Sampling Inspection Plan Based on Generalized Half Normal Distribution, *Annals of Data Science*, **9**(6), 1243–1255.
- Tripathi, H., Saha, M. and Halder, S. (2023), Single Acceptance Sampling Inspection Plan based on Transmuted Rayleigh Distribution, *Life Cycle Reliability Safety Engineering*, **12**, 111-123.
- Tripathi, H., Kiapour, A. and Naghizadeh Qomi, M. (2024), Optimal Time Truncated Double Acceptance Sampling Plan for Generalized Half Normal Distribution. *Life Cycle Reliability and Safety Engineering*, **13**(2), 173-180.
- Wu, C.W., Shu, M.H., and Wu, N.Y., (2021), Acceptance Sampling Schemes for Two-Parameter Lindley Lifetime Products under a Truncated Life Test, *Quality Technology and Quantitative Management*, **18**(3), 382–395.
- Xia, Z.P., Yu, J.Y., Cheng, L.D., Liu, L.F. and Wang, W.M. (2009), Study on the Breaking Strength of Jute Fibres Using Modified Weibull Distribution, *Composites Part A: Applied Science and Manufacturing*, **40**, 54–59.