

УДК 621.451.8

Коростельов О.П., Ратніков І.М., Любарець А.А.

Державне підприємство «Державне кївське конструкторське бюро «Луч». Україна, м. Київ

ДО ВИЗНАЧЕННЯ КІЛЬКОСТІ КЕРОВАНИХ РАКЕТ ДЛЯ ПРОВЕДЕННЯ НАТУРНИХ ВИПРОБУВАНЬ ПРИ ПРОДОВЖЕННІ РЕСУРСНИХ ПОКАЗНИКІВ ПАРКУ РАКЕТ

Запропоновано підхід до обґрунтування кількості керованих ракет, що виділяються для проведення натурних (льотних) випробувань, який заснований на припущенні про мале значення ймовірності непридатності досліджуваних ракет до подальшої експлуатації.

Ключові слова: строк служби; керована ракета; мінімальна вибірка; дослідження; випробування.

Аналіз проблеми

Впродовж останніх десятиліть загальною тенденцією, характерною для розвинутих світових держав у питаннях підтримки боєготовності керованих засобів ураження (зенітних ракет, крилатих ракет, керованих авіаційних бомб), є поетапне продовження строків служби існуючого парку з подальшою поставкою ракет на бойове чергування.

Керовані ракети, які знаходяться на озброєнні у Збройних Силах України, у своїй більшості вичерпали не тільки гарантійні, але й встановлені розробниками строки служби і зберігання [1]. Можливість заміни їх на нові зразки стримується обмеженими економічними можливостями держави.

Для забезпечення підтримки боєздатності збройних сил в Україні створена і впроваджена у практику власна технологія продовження строків служби керованих засобів ураження, яка включає законодавчу і нормативно-технічну базу забезпечення робіт по оцінці довговічності керованих ракет, а також взаємодії підприємств промисловості і організацій Міністерства Оборони при їх виконанні.

У процедурі вітчизняної технології робіт по визначенню реального залишкового ресурсу керованих ракет використовується метод порівняльного аналізу технічних характеристик досліджуваних зразків з аналогічними характеристиками ракет-лідерів, які вже досягли запланованого для продовження строку служби віку. Значення технічних характеристик при цьому отримують шляхом дослідження вибірок з обох партій ракет. Методики таких досліджень передбачають вивчення технічного стану ракет і умов їх експлуатації, проведення лабораторно-стендових випробувань окремих складових частин ракет (фізико-хімічні дослідження складових частин, що містять матеріали спецхімії, вогневі випробування двигунних установок, випробування газогенераторів, датчиків автопілоту, кон-

тактних датчиків цілі, блоків живлення і т.д.), які не підлягають контролю в процесі експлуатації, а також натурних (льотних) випробувань ракет при їх застосуванні за призначенням [1].

Об'єм вибірки ракет, що виділяються для проведення лабораторно-стендових випробувань, залежить від різних факторів і визначається для конкретної партії ракет з урахуванням конструкції ракет, строків їх експлуатації, технічного стану, умов зберігання і т.д. Натурні випробування є завершальним і найбільш важливим етапом робіт, результати якого є визначальними при формуванні рішення про придатність досліджуваних ракет для подальшої експлуатації. Тому кількість зразків, що виділяються для проведення експериментів, в цьому випадку повинна визначатися, виходячи з вимог до вірогідності результатів випробувань. Із врахуванням високої вартості ракет і їх безповоротної втрати в результаті натурних експериментів, питання визначення об'єму вибірки ракет, яка дозволяє забезпечити задані вимоги до оцінки надійності і точності результатів натурних випробувань, вимагає коректного обґрунтування.

В існуючій практиці проведення натурних випробувань із застосуванням ракет за призначенням передбачається використання мінімальної кількості зразків (часто 3...10 ракет), виходячи з економії засобів на проведення випробувань. При малій кількості ракет традиційний підхід до визначення показників вірогідності оцінок ймовірності їх придатності для подальшої експлуатації вимагає проведення громіздких розрахунків, обумовлених необхідністю використання біноміального закону розподілу ймовірностей. Крім того, такі розрахунки можуть бути виконані тільки після завершення процедури випробувань (отримання оціночного значення шуканої ймовірності). Остання обставина виключає можливість апріорного (до початку випробувань) визначення кількості ракет, достатньої для забезпечення



наперед заданих показників вірогідності результатів натурних експериментів, що ускладнює здійснення реалістичного планування складних і ресурсномістких випробувань.

Мета статті

Розробка методичного підходу до обґрунтування кількості ракет, необхідної для забезпечення заданих замовником показників вірогідності результатів натурних (льотних) випробувань керованих ракет при продовженні їх ресурсних показників.

Результати досліджень

В основу підходу, що розглядається покладено припущення про достатньо мале значення ймовірності непридатності ракет до подальшої експлуатації після ретельного аналізу їх технічного стану, проведення лабораторно-стендових випробувань і комплексу відповідних робіт по їх результатах. В процесі проведення лабораторно-стендових випробувань виявляються дефекти окремих складових ракет, заходи по усуненню яких підлягають реалізації до початку натурних експериментів, тому до проведення натурних випробувань допускаються тільки технічно справні ракети.

На практиці випадок, коли в результаті натурних випробувань для всіх зразків зі складу досліджуваної вибірки підтверджується відповідність ракет заданим вимогам, спостерігається найбільш часто.

При оцінці результатів натурних випробувань будемо враховувати, що подія, яка складається в констатуванні непридатності ракети до подальшої експлуатації через невідповідність технічних характеристик ракети заданим вимогам, описується перервною випадковою величиною X з двома можливими значеннями: 1 (ракета непридатна) і 0 (ракета придатна).

В цьому випадку невідома ймовірність p досліджуваної події в n експериментах може бути оцінена по частоті її виникнення [2]

$$p^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i. \quad (1)$$

Математичне очікування величини X дорівнює p , а її дисперсія – pq , де $q = 1 - p$.

Для частоти p^* з (1) математичне очікування і дисперсія відповідно дорівнюють

$$M[p^*] = p, D[p^*] = \frac{pq}{n}.$$

Звідси впливає, що точкова оцінка p^* для невідомої ймовірності p є незміщеною і ефективною, тому обґрунтовано може бути використана при оцінці результатів проведених натурних випробувань керованих ракет.

Визначимо залежність точності і надійності вибраної оцінки p^* від кількості n ракет, що виділяються для проведення випробувань.

З цією метою задамо фіксоване значення довірчої ймовірності β і побудуємо довірчий інтервал для шуканої ймовірності p . Оскільки при прийнятому припущенні про мале значення ймовірності невідповідності технічних характеристик досліджуваних ракет заданим вимогам нижня межа довірчого інтервалу $p_1 \rightarrow 0$, задача, що потребує розв'язання, зводиться до визначення його верхньої границі p_2 .

Якщо в результаті проведення випробувань n ракет їх непридатність не констатується жодного разу, величина p_2 характеризує максимально можливу ймовірність невідповідності досліджуваних ракет заданим вимогам. Ймовірність P_0 такої події для будь-якого значення p в відповідності з біноміальним законом розподілу ймовірностей дорівнює

$$P_0 = (1 - p)^n. \quad (2)$$

Для максимального значення $p = p_2$ при фіксованому значенні β одержимо [2]

$$P_0 = 1 - \beta. \quad (3)$$

Із співставлення виразів (2) та (3) випливає рівняння для визначення p_2

$$(1 - p)^n = 1 - \beta,$$

звідки маємо

$$p_2 = 1 - (1 - \beta)^{1/n}. \quad (4)$$

З урахуванням того, що граничним для біноміального розподілу є закон Пуасона (в випадку, що розглядається, з параметром $\alpha = np$), зручне для виконання інженерних розрахунків наближене значення ймовірності P_0 для будь-якого значення p може бути записано в вигляді

$$P_0 \approx \exp(-pn), \quad (5)$$

а вираз (4) відповідно прийме вигляд

$$p_2 \approx -\frac{1}{n} \ln(1 - \beta). \quad (6)$$

Для шуканої кількості n ракет в явному вигляді отримаємо

$$n \approx -\frac{1}{p_2} \ln(1 - \beta). \quad (7)$$

Вирази (6), (7) відображають функціональний взаємозв'язок між показниками точності і надійності оцінки p^* та кількістю n ракет, необхідних для їх досягнення.

Приведені залежності відрізняються виключною простотою і не вимагають проведення громіздких розрахунків або побудови номограм, характерних для традиційних методик визначення показників вірогідності оцінок ймовірностей.

При отриманні позитивних результатів натурних випробувань за всіма елементами вибірки з n ракет із довірчою ймовірністю β гарантується, що максимальна ймовірність невідповідності технічних характеристик інших зразків з досліджуваної партії ракет заданим вимогам не перевищить значення p_2 .

Практичне значення розглянутого підходу визначається тим, що його застосування дозволяє на практиці планувати кількість n експериментів з застосуванням ракет за призначенням, при якому будуть забезпечуватися задані замовником значення вірогідності оцінки p^* для невідомої ймовірності p . З (7) випливає, що для забезпечення, наприклад, $\beta=0,9$ при $p_2=0,2$ на проведення натурних випробувань необхідно виділити $n=12$ керованих ракет з досліджуваної партії. Посилення вимог до надійності і точності оцінки p^* призводить до збільшення необхідної кількості ракет і навпаки.

При обмеженій кількості n ракет і заданому значенню довірчої ймовірності β точність оцінки p^* може бути визначена з виразу (6). Наприклад, при $n=5$ і $\beta=0,9$ верхня межа довірчого інтервалу складає $p_2=0,46$.

Якщо в результаті проведення натурних випробувань вибірки з n ракет, об'єм якої визначений згідно із запропонованим підходом, встановлено невідповідність технічних характеристик одного або декількох об'єктів випробувань заданим вимогам, то показники достовірності оцінки p^* розраховуються за відомою [2] методикою.

У випадку, коли невідповідність технічних характеристик встановлено для m ракет, оцінка p^* визначається відношенням

$$p^* = \frac{m}{n}. \quad (8)$$

Нижня межа p_1 довірчої ймовірності розраховується шляхом розв'язання відносно p рівняння

$$\sum_{m=k}^n C_n^m p^m (1-p)^{n-m} = \frac{1-\beta}{2}. \quad (9)$$

Верхня межа p_2 розраховується аналогічно з рівняння

$$\sum_{m=0}^k C_n^m p^m (1-p)^{n-m} = \frac{1-\beta}{2}, \quad (10)$$

де $k = np^*$ — кількість ракет, для яких в результаті проведення натурних випробувань встановлено невідповідність технічних характеристик заданим вимогам.

Наприклад, при $n=12$, $m=2$ і $\beta=0,9$ з рівнянь (9) і (10) отримуємо: $p_1 \approx 0,04$ і $p_2 \approx 0,42$. В розглянутому випадку оцінка p^* для невідомої ймовірності p збільшується до 0,17, а її точність погіршується практично в два рази порівняно з випадком, коли натурні випробування всіх $n=12$ ракет завершилися з позитивними результатами.

Висновок

Таким чином, запропонований підхід, крім надання можливості обґрунтованого планування кількості ракет, необхідної для проведення натурних випробувань, дозволяє кількісно виразити ступінь погіршення показників вірогідності оцінки ймовірності невідповідності технічних характеристик досліджуваної партії ракет заданим вимогам у випадках негативних результатів випробувань окремих зразків.

Література

- [1] Коростельов О.П., Любарець А.А., Мамонтов В.К., Чорний Г.П. Технології продовження термінів служби керованих засобів ураження іноземної розробки та виробництва // Технологические системы. — 2008. — №4. — С. 8-10.
- [2] Вентцель Е.С. Теория вероятностей. — М.: Наука, 1969. — 330 с.

Korostelev O.P., Ratnikov I.N., Lubarets A.A.

Luch, State-owned Kiev Design Bureau. Ukraine, Kiev

ABOUT DETERMINATION OF GUIDED MISSILES QUANTITY FOR ACTUAL TEST PROVIDING DURING RESORT FIGURES PROLONGATION OF MISSILES PARK

Approach is proposed for argumentation number of guided missiles, which are used for actual (flight) test and it is based on supposition that probability of unfitness of investigated missiles for further exploitation is small.



Keywords: term of service; guided rocket; minimum selection; research; test

References

- [1] Korostelev O.P., Lubarets' A. A., Mamontov V.K., Chornyi G.P. Technology of recourse prolongation for guided means of destroyers of foreign design and manufacture // Technological systems. – 2008. – №4. – P. 8-10.
- [2] Ventsel' E.S. The Probability theory. – M.: Nauka, 1969. – 330 p.