

УДК 62.93

# СТАТИСТИЧНА МОДЕЛЬ АНАЛІЗУ ПРИДАТНОСТІ ВИРОБНИЧОГО ПРОЦЕСУ

**Л. Демчук**, аспірантка,

**В. Юзевич**, доктор фізико-математичних наук, професор,

**Р. Байцар**, доктор технічних наук, професор,

Національний університет «Львівська політехніка», м. Львів

## СТАТИСТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ АНАЛИЗА ПРИГОДНОСТИ ПРОИЗВОДСТВЕННОГО ПРОЦЕССА

Л. Демчук, аспирантка,

В. Юзевич, доктор физико-математических наук, профессор,

Р. Байцар, доктор технических наук, профессор,

Национальный университет «Львовская политехника», г. Львов

## STATISTICAL MODEL OF THE PROCESS CAPABILITY STUDY IN MANUFACTURING PROCESS

L. Demchuk, Postgraduate,

V. Yuzevych, Doctor of Physical and Mathematical Sciences, Professor,

R. Baytsar, Doctor of Technical Sciences, Professor,

«Lviv Polytechnic» National University, Lviv

*У статті проведено теоретичний аналіз статистичних моделей розподілу для дослідження придатності виробничих процесів. Розроблено елементи концептуальної моделі для вибору оптимального розподілу непевностей виміряних параметрів виробничих процесів.*



Л. Демчук



В. Юзевич



Р. Байцар

### ВСТУП

**В**ажливою умовою забезпечення належних вимог до якості продукції та послуг є оцінювання придатності процесу виробництва, що ґрунтується на опрацюванні вимірних характеристик, пов'язаних з виробництвом, зокрема, параметрів процесу. Окрім

оцінювання та документування якості придатності важливо враховувати систематичні впливи та ефективні заходи щодо поліпшення перебігу етапів виробництва, визначення контрольних меж допуску непевностей вимірних параметрів та характеристик і з'ясування передумов для ефективного управління процесом.

У процесі виробництва контрольовані параметри характеризуються певним розподілом похибок і непевностей. Обмежимося розглядом непевностей, оскільки значення вимірних величин мають статистичний характер і точні їх значення можна встановити з певною ймовірністю, а відхилення від ймовірних значень параметрів мають назву непевностей [1]. В основному на виробництві вибирають для вимірних параметрів і характеристик виробничого процесу нормальні розподіли непевностей. Однак, як показують останні дослідження аналізу виробничих процесів, вони дуже рідко мають нормальний розподіл [2]. Реальні розподіли непевностей бувають несиметричні. Щоб вибирати для аналізу вимірних величин розподіли, близькі до реальних, необхідно розробити математичну модель дослідження придатності процесу, що становитиме основу наших подальших досліджень.

Огляд найпоширеніших статистичних розподілів наведено у праці [1]. Математичну модель бажано розробити так, щоб з її допомогою можна було б вибирати розподіл непевностей, максимально близький до реального. Із цією метою можна використати елементи теорії ризиків [3], оскільки у відзначеній публікації запропоновано алгоритм, який можна використати для оцінювання несиметричностей розподілів вимірних величин. Оцінки таких несиметричностей важливі, бо нормальний закон розподілу непевностей — симетричний. Також необхідно звернути увагу на стандарт ДСТУ ISO 21747:2009 «Статистичні методи. Статистики функціонування та потужності процесу для вимірних характеристик якості» [2], в якому подано інформацію щодо 4 типів розподілів, залежних від часу.

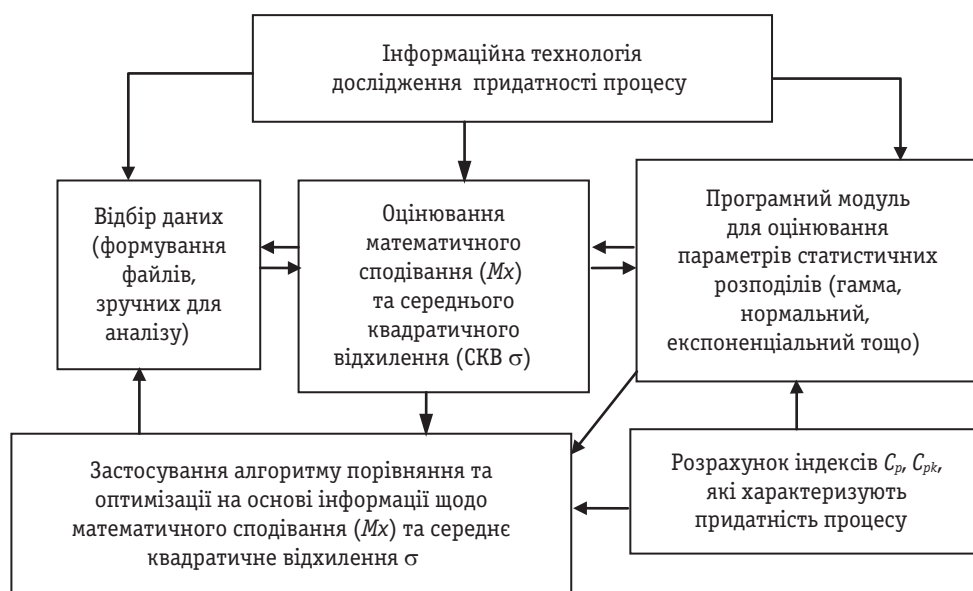
Частина загальної проблеми стосується побудови математичної моделі для дослідження придатності виробничого процесу з урахуванням статистичних розподілів різного типу.

Метою дослідження є визначення систематичних впливів і ефективності заходів щодо поліпшення виробничого процесу виготовлення продукції на основі аналізу розподілів непевностей. Розшифровуючи розподіли непевностей вимірних параметрів для різних ситуацій, можна давати рекомендації щодо оптимізації виробничих процесів. При цьому необхідно визначати контрольні межі допуску контрольованих характеристик і з'ясування передумови для можливостей ефективного керування відповідними виробничими процесами. Методика удосконалення виробничого процесу передбачає побудову математичної моделі, в основі якої на вході — індекси придатності (виробничого процесу), розподіли непевностей та функціонал якості, які характеризують продукцію й виробничий процес її виготовлення. На виході буде прогнозуватись закон розподілу непевності вимірювальної характеристики (НВХ), близький до реального, зокрема, він може бути відмінний від нормального (несиметричний).

### РЕЗУЛЬТАТИ ДОСЛІДЖЕННЯ

Опрацювання вимірювальної інформації вимагає застосування комп'ютерної техніки, тому математична модель повинна бути доповнена відповідним математичним забезпеченням, тобто доцільно розробити інформаційну технологію.

Інформаційна технологія — це сукупність процесів, що використовує засоби та методи накопичення, оброблення і передавання первинної інформації для отримання інформації щодо стану об'єкта, процесу або явища [4]. Інформаційна технологія в даному випадку полягає в синтезі та дослідженні математичної моделі, яка пов'язує статистичні розподіли з придатністю процесу. Відповідна концептуальна модель подана на рисунку.



Структурна схема концептуальної моделі інформаційної технології для дослідження придатності процесу

Математичне сподівання  $Mx_0$  і СКВ  $\sigma_0$  визначають на основі експериментальних даних [5]:

$$Mx_0 = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad \sigma_0 = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (1)$$

де  $n$  — число вимірювань,  $x_i$  — відхилення значення параметра від середнього значення вимірювального параметра ( $i = 1, 2, \dots, n$ ).

Розподіл відхилень параметра  $x$ , тобто множина  $x_i$  є розподілом непевностей [6]. Прикладом експериментальних даних можуть бути: товщина шкіри, ширина шва, який з'єднує різні елементи шкіри, тощо.

Індекс потенціальної придатності  $C_p$  параметра, який характеризує виробничий процес, визначається як відношення меж допуску  $\pm 3\sigma$  до розмаху процесу  $6\sigma$  і виражається так:

$$C_p = \frac{\text{ВМД} - \text{НМД}}{6 \cdot \sigma}, \quad (2)$$

де ВМД — верхня межа допуску ( $+3\sigma$ ); НМД — нижня межа допуску ( $-3\sigma$ ).

Іншими словами, цей індекс може інтерпретуватися як та частина стандартної кривої нормального розподілу (розмах процесу  $6\sigma$ ), яка знаходиться усередині меж заданих допусків  $\pm 3\sigma$  (за умови, що процес центрований).

Нецентрованість процесу виробництва можна виразити таким чином. Спочатку обчислити верхній та нижній показники придатності, щоб відобразити відхилення спостережуваного середнього процесу від НМД і ВМД. Приймаючи як розмах процесу межі  $\pm 3\sigma$ , обчислюємо такі показники відхилення [2]:

$$C_{pl} = \frac{C_s - \text{НМД}}{3 \cdot \sigma}, \quad C_{pu} = \frac{\text{ВМД} - C_s}{3 \cdot \sigma}, \quad (3)$$

де  $C_s$  — середнє значення. Корируючий множник  $k$  відповідає величині нецентрованості (заданий центр специфікації мінус середнє значення процесу) відносно ширини специфікації. Поправка на нецентрованість  $k$  дозволяє скорегувати індекс  $C_p$ .

Таким чином маємо індекс, який характеризує підтверджену (демонстровану) якість ( $C_{pk}$ ).  $C_p$  можна скорегувати, увівши поправку на нецентрованість за допомогою обчислення  $C_{pk} = \min(C_{pl}, C_{pu})$ . Якщо процес центрований, то  $C_{pk}$  дорівнює  $C_p$ , але за зміщення процесу індекс зміщується від свого номінального значення, і  $C_{pk}$  стає меншим за  $C_p$ . Високий  $C_{pk}$  буде лише у випадку, коли мету досягнуто за мінімального відхилення від середнього.

У випадку нецентрованості можна подати значення  $C_{pk}$  обчисливши:

$$C_{pk} = (1 - k_s) C_p. \quad (4)$$

Якщо процес центрований, то  $k_s$  дорівнює нулю і  $C_{pk}$  дорівнює  $C_p$ . Зокрема, якщо, наприклад,

$$C_s = \frac{(\text{ВМД} - \text{НМД})}{2},$$

то  $k_s = 0$ . Проте, якщо процес зміщується відносно заданого центру,  $k_s$  збільшується і  $C_{pk}$  стає менше  $C_p$ .

Розглянемо окремі моделі розподілу.

### Експоненціальний (показниковий) розподіл.

Неперервна випадкова величина  $x$  має розподіл з параметром  $l > 0$ , якщо вона набуває лише позитивних значень, а її густина розподілу  $p_x(x)$  і функція розподілу  $F_x(x)$  мають відповідно вид:

$$p_\xi(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases} \quad F_\xi(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0, \\ 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0, \end{cases}$$

$$M\xi = \frac{1}{\lambda}, \quad D\xi = \frac{1}{\lambda^2},$$

$$M\xi = Mx, \quad \sigma = \sqrt{D\xi}. \quad (5)$$

### Нормальний розподіл.

Нормальний розподіл грає виключно важливу роль у теорії ймовірності та математичній статистиці. Випадкова величина  $x$  нормально розподілена з параметрами  $a$  і  $\sigma$  (СКВ),  $\sigma > 0$ , якщо її густина розподілу  $p_x(x)$  має відповідно вид:

$$p_\xi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-a}{\sigma}\right)^2}, \quad M\xi = Mx = a, \quad \sigma = \sqrt{D\xi}. \quad (6)$$

### Розподіл Парето.

Густина ймовірності для випадкової величини, розподіленої за Парето, має вид:

$$p_\xi(x) = \begin{cases} \rho x_0^\rho x^{-(\rho+1)}, & 0 < x \leq x_0, \\ 0, & x < x_0, \end{cases} \quad \rho > 0, \quad M\xi = \frac{\rho}{\rho-1} x_0, \\ D\xi = \frac{\rho}{(\rho-1)^2(\rho-2)} x_0^2, \quad \sigma = \sqrt{D\xi}, \quad M\xi = Mx. \quad (7)$$

Розподіл Парето має математичне сподівання лише за  $\rho > 1$ , а дисперсію — лише за  $\rho > 2$ . Випадкова величина, розподілена за Парето, набуває значень тільки в області  $x \dots x_0$ ,  $x_0 > 0$ .

### Логарифмічний нормальний (логнормальний) розподіл.

Випадкова величина  $x$  має логнормальний розподіл з параметрами  $a$  і  $\sigma$ , якщо випадкова величина  $\ln x$  має нормальний розподіл з параметрами  $a$  і  $\sigma$ . Функція розподілу і функція густини ймовірності логнормального розподілу мають відповідно вид:

$$F_\xi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_0^{\ln x} e^{-\frac{(z-a)^2}{2\sigma^2}} dz, \quad p_\xi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x} e^{-\frac{(\ln x - a)^2}{2\sigma^2}}, \\ M\xi = e^{a + \frac{\sigma^2}{2}}, \quad D\xi = e^{2a + \sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1),$$

$$M\xi = Mx, \quad \sigma = \sqrt{D\xi}. \quad (8)$$

### Логістичний розподіл.

Функція розподілу і функція густини ймовірності мають відповідно вид:

$$F_\xi(x) = \frac{1}{1 + \exp\left(-\frac{x-a}{\beta}\right)},$$

$$p_{\xi}(x) = \frac{1}{\beta} \cdot \frac{\exp\left(-\frac{x-a}{\beta}\right)}{\left(1 + \exp\left(-\frac{x-a}{\beta}\right)\right)^2}, \quad M\xi = Mx, \\ M\xi = a, \quad D\xi = \frac{\pi^2\beta^2}{3}, \quad \sigma = \sqrt{D\xi}, \quad (9)$$

де  $\alpha$  і  $\beta$  — параметри розподілу.

За своїми властивостями логістичний розподіл дуже подібний на нормальний.

#### Бета-розподіл (β-розподіл).

Випадкова величина  $x$  має β-розподіл з параметрами  $a_1$  й  $a_2$ , якщо його функція густини ймовірностей має вид:

$$D\xi = \frac{\pi^2\beta^2}{3} \\ M\xi = \frac{a_1}{a_1 + a_2}, \quad D\xi = \frac{a_1 a_2}{(a_1 + a_2)^2 (a_1 + a_2 + 1)}, \\ a_1 > 0, \quad a_2 > 0, \\ M\xi = Mx, \quad \sigma = \sqrt{D\xi}. \quad (10)$$

#### Розподіл Вейбулла.

Випадкова величина  $x$  має розподіл Вейбулла з параметрами  $\lambda_0$  і  $\alpha$ , якщо її функція розподілу і функція густини ймовірностей мають відповідно вид:

$$F_{\xi}(x) = 1 - \exp(-\lambda_0 x), \quad p_{\xi}(x) = \lambda_0 \alpha x^{\alpha-1} \exp(-\lambda_0 x^{\alpha}),$$

$$M\xi = \lambda_0^{-\frac{1}{\alpha}} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right), \\ D\xi = \lambda_0^{-\frac{2}{\alpha}} \left( \Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \right), \quad (11) \\ \Gamma(x) = \int_0^{\infty} z^{x-1} e^{-z} dz \quad \text{— гамма-функція Ейлера.} \\ \sigma = \sqrt{D\xi}.$$

#### Розподіл Лапласа.

Випадкова величина  $x$  має розподіл Лапласа (двосторонній експоненціальний розподіл) з параметром  $\lambda$ , якщо її функція густини ймовірності має вид:

$$p_{\xi}(x) = \frac{\lambda}{2} \exp(-\lambda|x|), \\ -\infty < x < \infty, \quad M\xi = Mx = 0, \\ Dx = 2/\lambda^2, \quad C_s = \frac{(ВМД - НМД)}{2}. \quad (12)$$

Критерій для застосування алгоритму порівняння та оптимізації на основі інформації щодо  $Mx$  та СКВ  $\sigma$  може мати вид:

$$\xi_1 \frac{abs(Mx - Mx_0)}{Mx_0} + \xi_2 \frac{abs(\sigma - \sigma_0)}{\sigma_0} < \varepsilon, \quad (13)$$

де  $\xi_1, \xi_2$  — безрозмірні коефіцієнти вагомості;  $\varepsilon$  — заданий малий параметр, який характеризує інтегральну похибку. Числові значення величин  $\xi_1, \xi_2, \varepsilon$  задані, встановлюються на основі експертного методу.

Порівнюють значення  $\varepsilon$  на основі співвідношення (13) для поданих в (5) — (12) розподілів. Мінімальне значення  $\varepsilon$  (із отриманих восьми) дає можливість підтвердити, що реальний розподіл відповідає теоретичному розподілу (наприклад розподілу Вейбулла).

Наступний етап — встановлення індексів придатності (відтворюваності)  $C_{pk}, C_p$  за співвідношеннями (2) — (4).  $C_{pk}$  — показник настроєності процесу (індекс налагодженості). Із урахуванням розподілу показника якості продукції можна на основі індексів  $C_{p'}, C_{pk}$  робити оцінювання рівнів невідповідностей.

Кількісну оцінку можливостей стабільного виробничого процесу можна проводити на основі індексів придатності за виконання наступних необхідних умов [3]: 1) процес знаходиться в статистично керованому стані (статистично стабільний); 2) розподіл індивідуального показника якості відповідає нормальному закону; 3) технічні вимоги та інші встановлені нормативи точно представляють потреби споживача; 4) задано центр та межі поля допуску.

Для оптимізації процедури вибору розподілу використовуємо функціонал якості (аналогічний функціонал для задач інваріантного управління подано у праці [7]) з урахуванням коефіцієнта чутливості  $K$  і оберненого зв'язку:

$$J(P_{\xi k}, FB(P_{\xi k})) = \frac{1}{t_k - t_0} \int_{t_0}^{t_k} f(\bar{y}, \bar{u}, \bar{s}, K) dt \Rightarrow opt, \quad (14)$$

де  $\bar{y}$  — вектор заданих впливів ( $y_j(t)$  — компоненти вектора,  $j = 1, 2, \dots, n$ );  $\bar{u}$  — вектор керувань;  $\bar{s}$  — вектор невизначених збурень;  $[t_0, t_k]$  — інтервал часу, в якому розглядається процес (формування оптимальних значень параметрів  $P_{\xi k}$ , які характеризують розподіл  $k = 1, 2, \dots, m$ );  $m$  — число параметрів  $P_{\xi k}$ , які розглядаються в даній задачі (для нормального розподілу  $m = 2$ ;  $P_{\xi 1} = a$ ;  $P_{\xi 2} = \sigma$ );  $f(\bar{y}, \bar{u}, \bar{s}, K)$  — функція, що відображає показник якості;  $FB(P_{\xi k})$  — функція, яка характеризує обернений зв'язок (Feed-back) між параметрами розподілу  $P_{\xi k}$  та експериментальними даними з урахуванням коефіцієнта чутливості  $K$  і думок експертів.

Компоненти коефіцієнта чутливості (sensitiveness) ( $K_{sk}$ ) для нормального розподілу у випадку стаціонарного стану, коли  $f(\bar{y}, \bar{u}, \bar{s}, K)$  не залежить від часу, тобто

$$J_*(P_{\xi k}, FB(P_{\xi k})) = f(\bar{y}, \bar{u}, \bar{s}, K) \Rightarrow opt, \quad (15)$$

може бути розрахований за співвідношеннями, аналогічними [3]:

$$K_{s1} = \frac{\partial g_{\xi}(x)}{\partial a} \cdot \frac{a}{g_{\xi}(x)}, \quad K_{s2} = \frac{\partial g_{\xi}(x)}{\partial \sigma} \cdot \frac{\sigma}{g_{\xi}(x)}, \quad (16)$$

де  $\frac{\partial g_{\xi}(x)}{\partial a}, \frac{\partial g_{\xi}(x)}{\partial \sigma}$  — середні в часовому інтервалі

$[t_0, t_k]$  значення часткових похідних апроксимуючої ►



функції, зокрема,  $g_{\xi}(x, \lambda_1, \lambda_2)$  за відповідними аргументами  $a, \sigma$ .

Якщо у співвідношеннях (15) замість  $g_{\xi}(x, \lambda_1, \lambda_2)$  вибираємо математичне сподівання чи дисперсію цього ж нормального розподілу, то отримаємо  $K_{s1} = K_{s2} = 1$ , що підтверджує достовірність (15). Тому для знаходження нормального розподілу з оптимальними значеннями  $a, \sigma$  можна розглядати, наприклад, дві гілки розподілу, перша — що зростає до максимального значення, відповідного  $C_s$ , друга — спадає від максимального значення функції розподілу (за  $C_s$ ) у протилежну сторону. В першій області апроксимуємо функцією розподілу експоненціальною залежністю з математичним сподіванням  $\lambda_1$ , в другій — апроксимуємо функцію розподілу експоненціальною залежністю з математичним сподіванням  $\lambda_2$ . Тоді зображаємо результуючу функцію розподілу кусковою експоненціальною залежністю типу

$$g_{\xi}(x, \lambda_1, \lambda_2) = g_{\xi 1}(x, \lambda_1) \cdot \theta_+ + g_{\xi 2}(x, \lambda_2) \cdot \theta_- \quad (17)$$

Тут  $\theta_+, \theta_-$  — одиничні функції Хевісайда. Така функція незручна для користування в обчислювальних процедурах з використанням ЕОМ і, крім того, має сумнівний фізичний зміст, оскільки в точці  $x = C_s$  має гострий пік.

Наступним кроком буде апроксимація  $g_{\xi 1}(x, \lambda_1)$  у виді  $g_{\xi 1}(x, a_1, \sigma_1)$  і відповідно апроксимація  $g_{\xi 2}(x, \lambda_2)$  у виді  $g_{\xi 2}(x, a_2, \sigma_2)$ .

На основі (3), (15) — (17) сформулюємо обернену задачу щодо оцінювання оптимальних значень компонент вектора  $\bar{u}$ , які відповідають оптимальним значенням  $C_s$  (центра розподілу ( $C_s = a$  для нормального), чи  $k$  в (4)) і задовольняють умову (13). Компоненти вектора оптимальних керувань трактуємо як алгоритм послідовних наближень, з допомогою якого звужуємо межі допусків ( $\pm 3\sigma$ ), прямуючи до діапазону  $6\sigma$  (який є оптимальним, тобто відповідальним за рівень якості виробничого процесу). Чому відразу недоцільно дві гілки розподілу апроксимувати залежностями  $g_{\xi 1}(x, a_1, \sigma_1)$  і  $g_{\xi 2}(x, a_2, \sigma_2)$ ? Бо кожна із них містить два невідомі параметри на відміну від  $g_{\xi 1}(x, \lambda_1)$  і  $g_{\xi 2}(x, \lambda_2)$ , які містять  $\lambda_1$  і  $\lambda_2$ .

Наступний крок алгоритму — використання співвідношень:

$$|a_1 - a_2| \Rightarrow \min, \quad |\sigma_1 - \sigma_2| \Rightarrow \min. \quad (18)$$

На основі (3), (13), (15) — (18) можна визначити оптимальні значення компонент вектора  $\bar{u}$  (вектора керувань), які відповідають оптимальним значенням  $C_s$  (центру розподілу ( $C_{s*} = a_*$  для нормального), чи  $k_*$  в (4)) і відповідно результуюче значення дисперсії  $\sigma_*$ .

Виходячи з початкових залежностей  $g_{\xi 1}(x, \lambda_1)$  і  $g_{\xi 2}(x, \lambda_2)$ , які містять  $\lambda_1$  і  $\lambda_2$ , можна проводити аналогічну процедуру і для іншого розподілу, наприклад, розподілу Вейбулла (тобто визначати параметри  $\lambda_0$  і  $\alpha$ ).

Встановлення оптимального розподілу непевностей вимірюваних величин відповідного виробничого процесу ґрунтується на аналітичних співвідношеннях (3), (13), (15) — (18).

Методика застосування індексів придатності передбачає [8]: 1) стабілізувати процес; 2) розрахувати індекси придатності; 3) визначити стабільність процесу і зробити висновки щодо його придатності; 4) на основі оптимізаційної задачі (3), (13), (15) — (18) визначити компоненти вектора  $\bar{u}$  і параметри розподілу, який найбільш точно відповідає експериментальним даним. Результатом задачі (3), (13), (15) — (18) також буде оптимальне значення функціоналу якості щодо встановлення оптимального розподілу.

Слід мати на увазі, що одноразовий контроль числових індексів може дати надійні результати лише за вибірки понад 100. Висока придатність процесу, як правило, призводить до зниженої собівартості продукції, якщо врахувати витрати на рекламу, пов'язану з низькою якістю продукції, що випускається. Хоча досягнення високої якості продукції збільшує витрати виробництва, потрібно пам'ятати, що збитки, зумовлені низькою якістю, втрати частки ринку і тому подібні наслідки можуть набагато перевищити витрати на контроль якості.

## ВИСНОВОК

Сформульовано обернену задачу в результаті якої можна буде вибрати із заданих 8 розподілів той, який найточніше відповідає експериментальному. На основі отриманого розподілу можна буде розробляти рекомендації (алгоритми) щодо визначення оптимальних значень компонент вектора керувань  $\bar{u}$  (практичного характеру залежно від типу виробничого процесу), які забезпечуватимуть звуження діапазону меж допусків (ВМД, НМД). Записані аналітичні співвідношення (3), (13), (15) — (18) складають основу концептуальної моделі для встановлення оптимального розподілу непевностей вимірюваних величин відповідного виробничого процесу.

Згідно із статистикою, більшість виробничих процесів призводять до великої кількості помилок, що спричиняє не лише втрати для бізнесу, але і людські жертви. Сьогодні багато компаній вважають, що рівень якості, який вимірюється одиницями відсотків, перестає бути прийнятним, і ставлять перед собою орієнтир у галузі якості — на рівні тисячної долі відсотка, фокусуючи увагу не на збільшенні капіталовкладень, а на удосконаленні процесу управління виробництвом.

Крім того, сучасний рівень технологій виключає старий рівень прийнятності якості продукції.

## ЛІТЕРАТУРА

1. Дорожовець М. Опрацювання результатів вимірювань : Навч. посібник / М. Дорожовець. — Львів : НУ «Львівська політехніка», 2007. — 624 с.
2. Статистичні методи. Статистики функціонування та потужності процесу для вимірних характеристик якості (ISO 21747:2006, IDT) : ДСТУ ISO 21747:2009. — [Чинний від 2011-07-01]. — К. : Держспоживстандарт України, 2006. — IV, 32 с. — (Національний стандарт України).
3. Электронный учебник по статистике StatSoft. Типы распределений. — [Электронный ресурс] : Анализ производственных процессов. — Режим доступа до ел. підр. : [http://www.statsoft.ru/home/textbook/modules/stprocen.html?sphrase\\_id=25811](http://www.statsoft.ru/home/textbook/modules/stprocen.html?sphrase_id=25811).
4. Інформаційні технології та моделювання бізнес-процесів : Навчальний посібник / О. М. Томашевський, Г. Г. Цегелик, М. Б. Вітер, В. І. Дубук. — К. : Центр учбової літератури. — 2012. — 296 с.
5. Технічне регулювання та підтвердження відповідності в Україні : Навчальний підручник / Черепков С. Т., Кондрашов С. І., Будьонний М. М., Дорошин О. Т. — Харків : Вид-во «Підручник НТУ«ХПІ», 2010. — 440 с.
6. Качанов С. О. Розробка механізму побудови нормативної документації з системної реалізації державного нагляду і контролю : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук : спец. 05.01.02 «Стандартизація, сертифікація та метрологічне забезпечення» / С. О. Качанов. — Київ, 2009. — 20 с.
7. Крп Н. П. Нейронні мережі як засіб управління конфігураціями проектів туристичних потоків / Н. П. Крп, В. М. Юзевич // Управління розвитком складних систем : 36. наукових праць. — 2013. — Вип. 14. — К. : Київський національний університет будівництва і архітектури. — С. 37—40.
8. Кибиткин А. И. Эконометрические методы оценки чувствительности экономической системы / А. И. Кибиткин, О. В. Скотаренко // Вестник Мурманского государственного технического университета (МГТУ, Россия). — 2010. — Т. 13. — № 1. — С. 22—26. ■

## НОВИНИ ISO

## НОВИЙ СТАНДАРТ ДОПОМОЖЕ ОЦІНИТИ ПРАВИЛЬНІСТЬ ЗАСТОСУВАННЯ СИСТЕМИ УПРАВЛІННЯ БЕЗПЕКОЮ ХАРЧОВОЇ ПРОДУКЦІЇ

**Д**ля виробників харчової продукції і наглядових органів безпека є одним з найважливіших аспектів. Як можна проконтролювати, що система управління безпекою харчової продукції (FSMS) відповідає передовій світовій практиці? У цьому вам допоможе стандарт ISO 22004.

Цей стандарт входить до тієї ж серії стандартів, що й ISO 22000 — міжнародний стандарт, що регламентує управління безпекою харчової продукції. На відміну від інших подібних систем, ISO 22000 пропонує унікальні додаткові можливості щодо контролювання ризиків. Більшість систем управління безпекою харчової продукції (СУБХП) потребують впровадження програм необхідних умов (PRPs) та критичних контрольних точок (CCPs). До зазначених вище вимог стандарт ISO 22000 додає третій рівень вимог: програми необхідних експлуатаційних умов (OPRPs).

### Чим може бути корисний цей стандарт?

Стандарт ISO 22004 доповнює ISO 22000 і містить настанову щодо його застосування, але не включає нових вимог. Оскільки він є настановою, у ньому детально викладено інформацію щодо окремих галузей.

Голова робочої групи, що розробила стандарт, Клаус Хеггум прокоментував документ: «Якщо ви розробляєте систему контролю харчової продукції та не знаєте, як класифікувати різні контролювальні заходи з програми управління ризиками, то стан-

дарт ISO 22004 допоможе вам розібратися з програмами PRP, OPRP і CCP, що не завжди просто».

У стандарті ISO 22004 викладено щодо заходів PRP, як миття рук, забезпечення чистоти приміщення, у яких обробляють їжу, або базову програму прибирання приміщень.

Заходи CCP, у свою чергу, є найголовнішими та ефективнішими щодо зниження ризиків, наприклад, варіння чи нагрівання, що вбивають бактерії.

OPRP визначає проміжні заходи щодо убезпечення, наприклад, заморожування під час зберігання.

Стандарт ISO 22004 включає додаткові поняття, такі як опис відмінностей між моніторингом, верифікацією і валідацією. Він спрощує адаптацію стандарту ISO 22000 до ваших конкретних потреб.

### Для кого призначений стандарт?

Стандарт ISO 22004 стане в нагоді в будь-якій організації, що входить до ланцюжка постачання харчової продукції та має за мету запровадити СУБХП згідно з вимогами стандарту ISO 22000, починаючи з виробників кормів, харчових продуктів, перевізників, складів і субпідрядників, і закінчуючи роздрібними магазинами, організаціями харчування, організаціями-партнерами, зокрема виробниками устаткування, пакування, засобів для чищення, добавок та інгредієнтів. Він також буде корисним у сервісних організаціях. ■