
УДК 686.12.056

Р. В. КАЗЬМИРОВИЧ

**ДОСЛІДЖЕННЯ ТА ДЕЯКІ
СПОСОБИ ПІДВИЩЕННЯ ТОЧНОСТІ
ВИГОТОВЛЕННЯ ЕТИКЕТНОЇ ПРОДУКЦІЇ
ЗГІДНО З ЇЇ РОЗМІРАМИ**

Широке застосування у народному господарстві різноманітних бланків, етикеток, пакувальних вкладок і т. п. вимагає й високої якості виготовлення цих видів поліграфічної продукції (надалі іменованою «етикетною»). Це пов'язано, з

однієї сторони, із зростаючим значенням етикетної інформації як засобу активної реклами, з іншої, із все більш широким впровадженням розфасовки етикетної продукції на машинах-автоматах та автоматичних лініях, які допускають до обробки етикетки тільки з точними геометричними розмірами.

Згідно з ТУ 29.01-5-81 «Этикетки, отпечатанные офсетным или высоким способами», для оцінки точності виготовлення етикетки використовують три показники: похибка розмірів етикетки, похибка відстаней від лінії контура (або центровка етикеток), косина.

Аналіз технологічних процесів виготовлення етикетної продукції [3] показує, що похибки розмірів етикеток формуються точнісними характеристиками одноножових паперорізальних машин (ОПРМ), тоді як похибки відстаней від лінії контура — точнісними характеристиками всього використовуюваного технологічного обладнання.

При розрізці на ОПРМ множина U етикеток стосу за параметрами точності розмірів складається з двох різних за своєю потужністю підмножин етикеток $U = \{U^I, U^{II}\}$. Кількість етикеток підмножин U^I та U^{II} у стосі визначається відповідно за формулами [4], %

$$|U^I| = \frac{kl - (k + l - 1)}{kl} 100, \quad (1)$$

$$|U^{II}| = \frac{k + l - 1}{kl} 100, \quad (2)$$

де k — кількість етикеток, розміщених по довжині аркуша; l — кількість етикеток, розміщених по ширині аркуша.

Множина розподілів похибок розмірів етикеток підмножин U^I та U^{II} по висоті стосу є випадковою функцією, окремі реалізації якої складаються відповідно з сум

$$X^I(n) = X(n) + Z_n; \quad (3)$$

$$X^{II}(n) = X(n) + Z_n + W + y(n), \quad (4)$$

де $X(n) = Y_1(n) + Y_2(n)$ — складова функції розподілу похибок розмірів етикеток по висоті стосу, яка зумовлена сумарними похибками двох (по протилежних сторонах смуги) циклів різання [4]; Z_n — випадкове значення похибки автоматичного переміщення стосу на заданий розмір на ОПРМ з числовим програмним керуванням; W — випадкове значення похибки установки початкового положення подавача; $y(n)$ — невідповідна (детермінована) функція похибки, яка відображає вплив закономірності неперпендикулярності різання [2].

Результуючі похибки розмірів етикеток підмножини U^I та U^{II} відповідно дорівнюють

$$\Delta^I = |\Delta^I| + t_z \sqrt{\sigma_n^2 + 2\sigma_{p13}^2}; \quad (5)$$

$$\Delta^{II} = |\Delta^{II}| + t_z \sqrt{\sigma_n^2 + 2\sigma_{p13}^2 + \sigma_{уст}^2 + \sigma_{p13, n}^2}, \quad (6)$$

де $|\Delta^I|$, $|\Delta^{II}|$ — модулі систематичних складових вказаних похибок; t_z — квантильний множник; σ_n — середнє квадратичне відхилення похибки автоматичного переміщення подавача (стосу); σ_{p13} — середнє квадратичне відхилення похибки різання; $\sigma_{уст}$ — середнє квадратичне відхилення похибки ручної установки початкового положення подавача; $\sigma_{p13, n}$ — середнє квадратичне відхилення похибки неперпендикулярності різання.

Експериментальні дослідження показують, що усі складові похибок, за винятком похибки неперпендикулярності різання, мають нормальний розподіл. Закон розподілу похибки неперпендикулярності різання близький до рівномірного, а варіація цієї похибки при розрізці твердих та щільних сортів паперу є значною й досягає 1,5÷2,5 мм.

Таким чином, якщо розглядати вибірку етикеток підмножини U^{II} , то сумарна крива розподілу їх похибок є композицією нормального та рівномірного в інтегралі $(a-b)$ закону. Щільність розподілу суми вказаних похибок знаходиться згідно виразу [6]

$$f(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_1(x) f_2(z-x) dx, \quad (7)$$

де $z=x-y$.

Середнє значення похибки для суми похибок

$$\bar{\Delta}_z = \bar{\Delta}_{p13} + \bar{\Delta}_{уст} + \bar{\Delta}_n + \frac{b+a}{2} = X + \bar{Y}. \quad (8)$$

Дисперсія суми

$$\sigma_z^2 = 2\sigma_{p13}^2 + \sigma_{уст}^2 + \sigma_n^2 + \frac{(b-a)^2}{12} = \sigma_x^2 + \sigma_y^2. \quad (9)$$

При розрізці різних сортів паперу відношення

$$\frac{b-a}{2} / t_z \sigma_x - \gamma \quad (10)$$

буде змінюватися.

При зменшенні γ крива розподілу буде наближатися до нормальної. Тому, коли $(b-a) \leq \sigma_x$, то крива розподілу мало відрізняється від нормальної кривої і для практичних цілей може прийматися нормальною.

Отже, в цілому для множини етикеток стосу її похибка є випадковою величиною, яка з ймовірністю $p^I = [kl - (k+l-1)] / kl$

має щільність $f_1(\Delta)$, а з ймовірністю $p^{II} = \frac{k+l-1}{kl}$ — щільність $f_2(\Delta)$.

Приймаючи $f_1(\Delta)$ і $f_2(\Delta)$ нормальними, щільність розподілу похибок розмірів етикеток дорівнює [1]

$$f(\Delta) = \frac{kl - (k+l-1)}{kl\sigma^I \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Delta - \Delta^I)^2}{2(\sigma^I)^2}} + \frac{k+l-1}{kl\sigma^{II} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Delta - \Delta^{II})^2}{2(\sigma^{II})^2}} \quad (11)$$

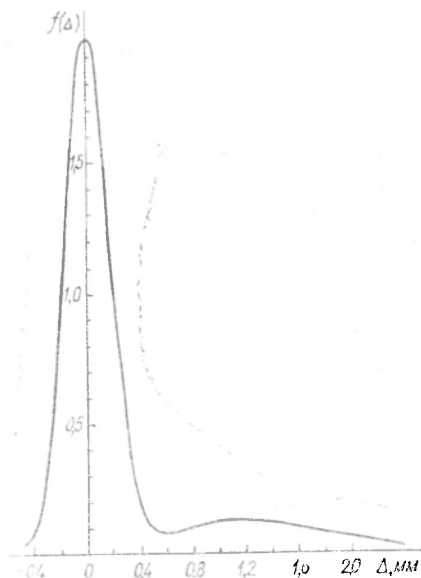


Рис. 1. Двовершинний графік нормальних розподілень ймовірностей похибок етикеток стосу.

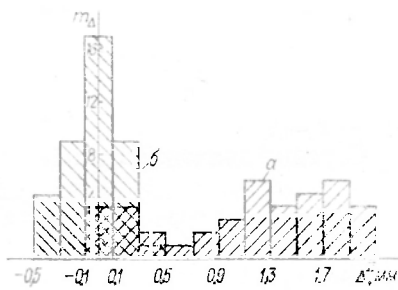


Рис. 2. Емпіричні гістограми розподілу похибок розмірів етикеток підмножини U^{II} при роботі без тренда (а) та за результатами імітаційного моделювання тренда (б).

На рис. 1 показано двовершинний графік нормальних щільностей розподілу ймовірностей похибок розмірів етикеток (папір пігментований шведський, 40 гр.) для $k=12$, $l=7$, $\Delta^I = -0,01$ мм, $\sigma^I = 0,16$ мм, $\Delta^{II} = 1,13$ мм, $\sigma^{II} = 0,66$ мм.

Графік показує, що першочерговим та найбільш ефективним напрямком слід вважати зменшення похибок, зумовлених неперпендикулярністю різання. Останнє найпростіше досягти двома способами:

1) розрізкою додаткових незадрукованих смуг, розташованих у протиавтоматній та хвостовій сторонах аркуша;

2) зміною нахилу робочої площини подавача відносно стола.

Основним недоліком першого способу є необхідність у збільшенні формату аркуша по кожній його стороні та проведенні двох додаткових циклів позиціонування та різання стосу.

Більш перспективним слід вважати другий спосіб, який передбачає розробку системи керування точністю різання з використанням тренда. Якщо робоча площина подавача використовується як тренд, апроксимація кривої різання буде лінійною. Відповідно, вона описується рівнянням лінійної регресії

$$n = P(\Delta^I) = c - d\Delta^I. \quad (12)$$

Коефіцієнти регресії c і d оцінюються за допомогою методу найменших квадратів [5] шляхом рішення системи нормальних рівнянь

$$\begin{aligned} mc - d \sum_{i=1}^m \Delta_i^I &= \sum_{i=1}^m n_i, \\ c \sum_{i=1}^m \Delta_i^I - d \sum_{i=1}^m (\Delta_i^I)^2 &= \sum_{i=1}^m n_i \Delta_i^I. \end{aligned} \quad (13)$$

де m — загальна кількість відліків аркушів; n_i — кількість аркушів в i -ому відліку.

Типові гістограми розподілу похибок розмірів етикеток підмножини U^I при роботі без тренда і при імітаційному моделюванні тренда приведені на рис. 2. Як бачимо, застосування тренда значно підвищує точність розрізки етикеток підмножини U^I .

Оптимальний кут нахилу подавача визначається, відповідно, за формулою

$$\alpha = \arctg \frac{d \cdot H}{n}, \quad (14)$$

де H — висота стосу; n — кількість аркушів у стосі.

1. *Вентцель Е. С., Огчаров Л. А.* Прикладные задачи теории вероятностей. М., 1983. 2. *Гинзбург В. З.* Исследование процесса резания на одноножовых бумагорезальных машинах: Автореф. дис. ... канд. техн. наук. М., 1958. 3. *Казьмирович Р. В.* Математичні моделі виготовлення етикетної продукції з прогнозованою точністю // Поліграфія і видавнича справа. 1985. № 21. 4. *Казьмирович Р. В.* Оцінка точності процесу різання етикетної продукції на одноножових паперорізальних машинах // Поліграфія і видавнича справа. 1988. № 24. 5. *Смирнов Н. В., Дунин-Барковский И. В.* Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. М., 1969. 6. *Солснин И. С.* Математическая статистика в технологии машиностроения. М., 1972.

Стаття надійшла до редколегії 30.01.90