

Розроблена модель дає можливість оптимізувати технологічний процес трафаретного способу нанесення УФ-лакових композицій і розробити автоматизовану систему контролю та керування геометричними параметрами тактильних елементів у процесі друкування.

1. Пікневич С. Фактори якості нанесення тактильних шрифтів та знаків трафаретними УФ-лаковими композиціями / С. Пікневич, В. Репета // Комп'ютерні технології друкарства : зб. наук. праць. — Львів : УАД, 2013. — № 30. 2. Саати Т. Принятие решений (Метод анализа иерархий) / Т. Саати. — М. : Радио и связь, 1993. — 278 с. 3. Global Labels and Release Liners to reach \$43.4 billion by 2017 [Електронний ресурс]. — [25 April 2013]. — Режим доступу : <https://www.smitherspira.com/market-reports/global-labels-and-release-liners-to-reach-43-4-billion-by-2017.aspx>. — [Загол. з екрана].

МНОГОУРОВНЕВАЯ МОДЕЛЬ ПРОЦЕССА НАНЕСЕНИЯ НА ЭТИКЕТКУ ТАКТИЛЬНЫХ ШРИФТОВ И ЗНАКОВ ТРАФАРЕТНЫМИ УФ-ЛАКАМИ

Создана многоуровневая модель факторов, упорядоченных по важности влияния на технологический процесс нанесения тактильных шрифтов и знаков трафаретным способом печати.

A MODEL OF THE PROCESS OF SCREEN PRINTING UV-VARNISH OF APPLYING TACTILE FONTS AND SIGNS ON LABEL

A model of the hierarchy of the factors ranked by the importance of impact on the screen printing process of coating tactile fonts and signs.

УДК 655.3:681.5

Р. В. Казьмірович, О. Р. Казьмірович

Українська академія друкарства

ВИБІР ЗАКОНУ РОЗПОДІЛУ ПОХИБОК СУМІЩЕННЯ ФАРБ НА АРКУШЕВИХ ДРУКАРСЬКИХ МАШИНАХ ЗА ТОЧНІСНИМИ ЗАКОНОМІРНОСТЯМИ ТЕХНОЛОГІЧНОГО ПРОЦЕСУ

Здійснено аналіз та уточнено закон розподілу похибок суміщення фарб на аркушевих друкарських машинах за точнісними закономірностями технологічного процесу.

Ключові слова: точність, суміщення фарб, аркушеві друкарські машини, розподіл похибок суміщення фарб.

На поліграфічних підприємствах часто необхідно вирішувати питання, пов'язані з оцінкою технологічних параметрів роботи аркушевих друкарських машин (АДМ). Така потреба виникає при встановленні нового обладнання,

коли потрібно визначити правильність монтажу машин та її точність відповідно до паспортних даних, при ремонті машин, прогнозуванні якості друкування за розмірними параметрами тощо.

Практично єдиним можливим методом об'єктивного контролю якості друкованої продукції, як і переважної більшості інших видів промислової продукції, є статичний контроль, при якому з'являється можливість за результатами вимірювань відрегулювати технологічний процес, тобто перейти від пасивного контролю до керування якістю в процесі виробництва шляхом ціленапрямленої дії на фактори, що впливають на якість продукції. Розподіл похибок суміщення фарб у межах однієї партії можна визначити як за результатами дослідження законів зміни у часі похибок систематичних та миттєвих, так і шляхом вирівнювання дослідних розподілів за допомогою різних теоретичних розподілів та вибору такого із них, що дає найбільше узгодження. При другому підході, як правило, вдається з великою ймовірністю підібрати «придатний» закон. Знання законів розподілу похибок суміщення фарб необхідне для визначення допустимих відхилень (толерантних границь), а також для обґрунтованого призначення контрольних границь при поточному контролі за допомогою контрольних графіків.

У [5, 7], присвячених статистичним методам контролю якості друкованої продукції, приймається, що закон розподілу похибок суміщення підлягає нормальному закону. Це положення пояснюється тим, що за зовнішнім виглядом емпіричних кривих розподілу при наявності значних середньоарифметичних значень гістограма (рис. 1) справді наближена до нормального закону. Згідно з теорією ймовірності систематичну складову, якщо її величина відома, завжди можна компенсувати. Однак при прямуванні середньоарифметичного значення до нуля показники похибки набуватимуть від'ємних значень, що з фізичної точки не є коректним, оскільки відстані між окремими фарбами — додатні величини. Отож важливим і актуальним є завданням уточнення закону розподілу похибок суміщення фарб на АДМ.

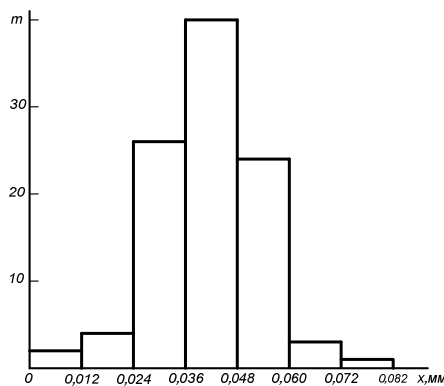


Рис. 1. Гістограма розподілу похибок суміщення [7]

У табл. 1 наведено приклад поділу на групи несуміщень фарб при ста замірах.

Таблиця 1

**Приклад поділу на групи
несуміщень фарб при ста замірах [7]**

Розряди в мм	0,000÷ 0,012	0,0121÷ 0,024	0,0241÷ 0,036	0,0361÷ 0,048	0,0481÷ 0,060	0,0601÷ 0,072	0,0721÷ 0,084
Середина інтервалу, м	0,006	0,018	0,030	0,042	0,054	0,066	0,078
Частоти n	2	4	26	40	24	3	1

Авторами приймається, що при відомих координатах розташування од-нойменних точок відбитків (x_1) і (x_2) похибка суміщення фарб визначається як їх алгебраїчна різниця, яку позначимо через r . Різниця абсолютних значень або модуль різниці (точна назва модуль нормального закону розподілу) [4]

$$r = |x_1 - x_2|, \quad (1)$$

де x_1 та x_2 — випадкові величини.

Приймаючи, що розподіл похибок координат розташування окремих відбитків підлягає нормальному закону з середніми значеннями (математичними сподіваннями) \bar{X}_{01} та \bar{X}_{02} і дисперсією σ_0^2 для величин ($x_1 - x_2$), диференційна функція розподілу випадкової величини r

$$f(r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0} e^{-\frac{(r-\bar{X}_0)^2}{2\sigma_0^2}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0} e^{-\frac{(r+\bar{X}_0)^2}{2\sigma_0^2}} \quad (2)$$

$$\text{де} \quad \bar{X}_0 = (\bar{X}_{01} - \bar{X}_{02}), \quad (3)$$

є параметром розподілу модуля різниці r .

Виконуючи заміну змінних

$$\rho = \frac{r}{\sigma_0} = \frac{|x_1 - x_2|}{\sigma_0}; \quad d\rho = \frac{1}{\sigma_0} dr, \quad (4)$$

одержимо з урахуванням формули (2) наступний вираз диференційної функції розподілу модуля різниці

$$f(\rho) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\rho-\rho_0)^2}{2}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\rho+\rho_0)^2}{2}}, \quad (5)$$

$$\text{де} \quad \rho_0 = \frac{\bar{X}_0}{\sigma_0} \quad (6)$$

є нормованим параметром розподілу модуля різниці.

З використанням математичного пакета Maple на рис. 2 наведено розподіли похибок суміщень, які відповідають проміжним значенням ρ_0 .

Якщо $\rho_0 = 0$, крива розподілу різко асиметрична; якщо $\rho_0 = 3$, крива розподілу збігається з кривою нормального розподілу.

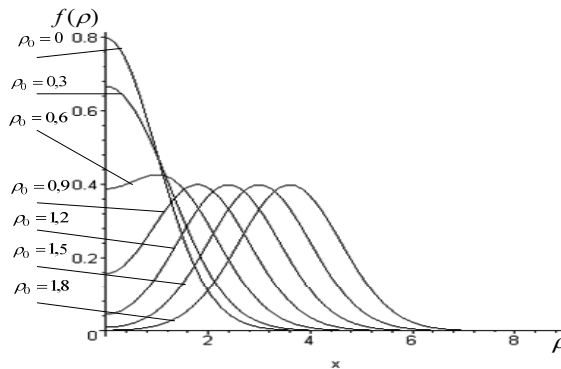


Рис. 2. Графік розподілу похибок суміщення фарбовідбитків при різних значеннях

У праці [2] наведені результати досліджень точності суміщення фарб, у яких відсутня систематична складова похибок. Дані подаємо у вигляді таблиці (табл. 2) шляхом поділу на групи несуміщень фарб при 26-ти замірах.

Таблиця 2

Приклад поділу на групи несуміщень фарб при 26-ти замірах

Призначення машин (вид друкованої продукції)	Точність суміщення фарб, мм	Ширина інтервалу, мм	Кількість відбитків
Високохудожня	0,10	від 0 до 0,05 від 0,05 до 0,10 від 0,10 до 0,15	не менше 18 не більше 7 не більше 1
Масова ілюстративна	0,15	від 0 до 0,05 від 0,05 до 0,10 від 0,10 до 0,15 від 0,15 до 0,20	не менше 15 не більше 7 не більше 3 не більше 1
Плакатно-текстова	0,20	від 0 до 0,10 від 0,10 до 0,20 від 0,20 до 0,30	не менше 18 не більше 7 не більше 1
Бланкова	0,30	від 0 до 0,10 від 0,10 до 0,20 від 0,20 до 0,30 від 0,30 до 0,40	не менше 15 не більше 7 не більше 3 не більше 1

Приймаючи, що закон розподілу похибок суміщення фарб підлягає закону розподілу модуля різниці, за даними табл. 2 побудуємо їх емпіричні гістограми (рис. 3).

Емпіричний розподіл неперервної випадкової функції можна розглядати як велику вибірку з генеральної сукупності, яка підлягає певному теоретичному закону розподілу. На основі закону великих чисел можна вважати, що розподіл великої вибірки буде відображати сповна характер розподілу генеральної сукупності. Отож за зовнішнім виглядом емпіричної кривої розподілу можна

приблизно встановити закон теоретичного розподілу генеральної сукупності. Для вироблення більш точного висновку необхідно зіставити емпіричну криву розподілу, що припускається, з теоретичною. З цією метою для кожного інтервалу значень випадкової величини x необхідно обчислити теоретичні частоти або частотності y за ними побудувати теоретичну криву розподілу в тому ж масштабі, що був прийнятий для побудови емпіричної кривої. Шляхом суміщення емпіричної та теоретичної кривих розподілів можна попередньо (візуально) оцінити близькість емпіричного розподілу до передбаченого теоретичного.

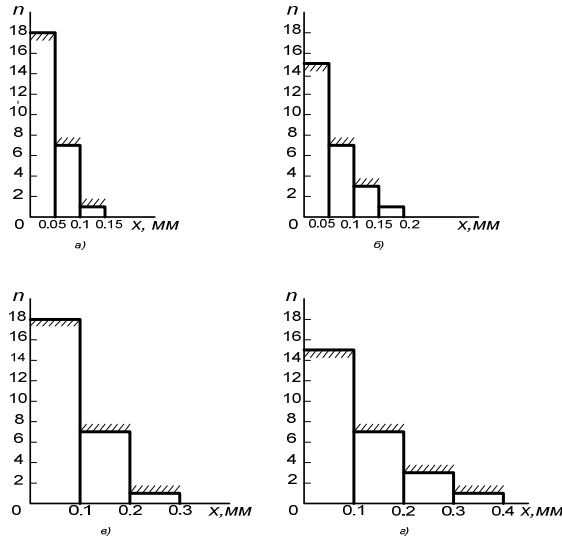


Рис. 3. Гістограми розподілу похибок суміщення даних: а — високохудожня продукція; б — масова ілюстративна; в — плакатно-текстова; г — бланкова

Проведемо приклад підрахунку накопичених теоретичних частот (спостережені значення y частоти наведені в табл. 3). У ролі представників розрядів x_i , як показує досвід при вирівнюванні сукупностей суттєво невід’ємних випадкових величин, до яких відноситься розподіл модуля різниці [4], вибираємо їх верхні границі. Передбачення про відповідність експериментальної сукупності закону розподілу модуля різниці базується на теоретичних посиланнях; розподіл дослідних частот має різку асиметрію.

Таблиця 3

**Приклад поділу на групи несуміщень фарб при 26-ти замірах
(для масового ілюстративного виду продукції)**

Розряди в мм	0–0,05	0,05–0,10	0,10–0,15	0,15–0,20
Середина інтервалу, мм	0,025	0,075	0,125	0,175
Частоти n	15	7	3	1

Шляхом обробки експериментальної сукупності наведених даних визначаємо середнє арифметичне значення суміщення фарб \bar{r} та, відповідно, величину середньоквадратичного відхилення $s(r)$.

Середнє арифметичне значення встановлюємо за формулою

$$\bar{r} = \frac{1}{N} \sum_i n_i x_i = \frac{0,025 \cdot 15 + 0,075 \cdot 7 + 0,125 \cdot 3 + 0,175 \cdot 1}{26} = 0,055 \text{ мм} . \quad (7)$$

Середнє квадратичне відхилення для $N \geq 25$ дорівнює

$$s(r) = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_i n_i (x_i - \bar{r})^2} = \sqrt{\frac{1}{26} (15(0,025 - 0,055)^2 + 7(0,075 - 0,055)^2 + 3(0,125 - 0,055)^2 + 1(0,175 - 0,055)^2)} = 0,0416 \text{ мм} \quad (8)$$

Нормований середній показник розподілу модуля нормального закону визначається за формулою

$$\lambda = \frac{\bar{r}}{s(r)} = \frac{0,055}{0,0416} = 1,364 . \quad (9)$$

З табл. 3 додатка 1 [4], при $\lambda = 1.364$, знаходимо шляхом інтерполяції $\rho_{0i} = 0,67$, а за даними табл. 4 того ж додатка у стовпці $s(\rho)$ $s(\rho) = 0,710$.

За формулою визначаємо

$$s = \frac{s(r)}{s(\rho)} = \frac{0,0416}{0,710} = 0,058 \quad (10)$$

Обчислення накопичених частот зведені в табл. 4.

Стовпці 1 та 3 табл. 4 заповнюються даними табл. 3; стовпець 2 — значеннями, одержаними від ділення першого стовпця на $s = 0,058$ мм. Стовпець 4 заповнюється накопиченими дослідними частотами, що отримані послідовним сумуванням (зверху вниз) значень стовпця 3 (наприклад: $22=15+7$). Цифри стовпця 5 обчислюються в табл. 5 додатка 1 за показниками ρ_i (стовпець 2) та $\rho_{0i}=0,67$; зокрема, для $\rho_i=1,293$ $F(\rho_i) = 0,7025$. Стовпець 6 отримуємо шляхом множення $N = 26$ на значення $F(\rho_i)$, тобто цифри стовпця 5, він вміщує накопичені теоретичні частоти. Різниця між останніми та дослідними частотами (стовпець 4) вноситься в стовпець 7. Як впливає з прикладу, відхилення частот дослідних від теоретичних складають максимум сім одиниць.

Таблиця 4

Обчислення теоретичних накопичених частот закону розподілу модуля різниці: $\rho_{0i} = 0,67$; $s = 0,058$; $N = 26$

$r_i = x_i'$	$\rho_i = \frac{r_i}{s}$	n_i	$N^*(\rho_i) = \sum n_i$	$F(\rho_i)$	$N(\rho_i) = N \cdot F(\rho_i)$	$D = IN(\rho_i) - N^*(\rho_i)$	n_i''
1	2	3	4	5	6	7	8
0,025	0,431	15	15	0,2895	8	7	8
0,075	1,293	7	22	0,7025	18	4	10
0,125	2,155	3	25	0,9244	24	1	6
0,175	3,017	1	26	0,9850	26	0	2

На рис. 4, а наводиться графік кривих накопичених теоретичних та дослідних частот. Для порівняння (рис. 4, б) подаються криві звичайних (ненакопичених) частот даного прикладу, які вказують на явно виражений асиметричний характер розподілу. Звичайні теоретичні частоти n_i'' можна одержати шляхом послідовного віднімання цифр стовпця 6, прямуючи знизу вгору (n_i'' ; стовпець 8, табл. 4).

Враховуючи, що $\rho_{0i} = 0,67$, можна за рис. 2 віднайти теоретичну криву, справді за зовнішнім виглядом близьку до вирівняної кривої рис. 4, б.

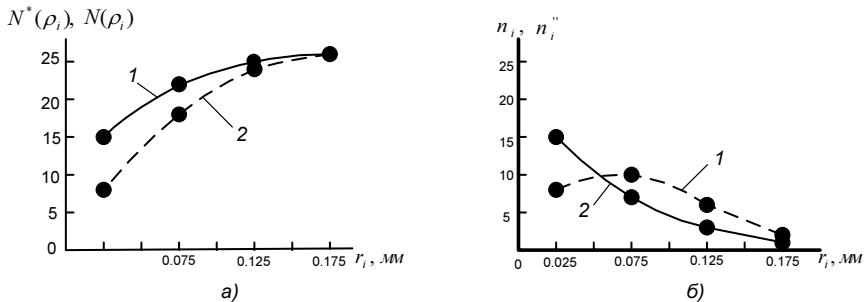


Рис. 4. Криві розподілу модуля різниці: а — експериментальна (1) та теоретична (2) накопичених частот; б — експериментальна (1) та теоретична (2) звичайних частот для масової ілюстративної продукції

Більш точний метод оцінки закону розподілу генеральної сукупності за даними великої вибірки з неї використовують рядом критеріїв, з яких найпрактичніше застосування мають критерій λ А. Н. Колмогорова та критерій χ^2 Пірсона [4, 8].

Найприйнятнішим для технічних додатків є критерій узгодження академіка А. Н. Колмогорова, що підтверджується практикою. При цьому критерій λ дає достатньо точні результати навіть при обсязі вибірок, які складаються з кількох десятків членів, та простий в обчисленні.

Позначимо через D_{\max} найбільшу абсолютну різницю між накопиченими частотами теоретичними $N(x_i)$ та дослідними $N^*(x_i)$:

$$D_{\max} = \frac{|N(x_i) - N^*(x_i)|_{\max}}{N} \quad (11)$$

Як показав А. Н. Колмогоров, для неперервних випадкових величин x

$$B_{ep}(D_{\max} \sqrt{N} \leq \lambda) = K_N(\lambda), \quad (12)$$

де N — число значень, що спостерігається й не залежить від функції $F(x)$ теоретичного закону розподілу та при $N \rightarrow \infty$ сходиться до граничного закону.

$$K_N(\lambda) \rightarrow K(\lambda) = \sum_{m=-\infty}^{\infty} (-1)^m e^{-2m^2 \lambda^2} \quad (13)$$

При великих N дійсна наступна наближена рівність:

$$\text{Вее} \left\{ N(x_i) - \frac{\lambda}{\sqrt{N}} \leq N^*(x_i) \leq N(x_i) + \frac{\lambda}{\sqrt{N}} \right\} \cong K(\lambda). \quad (14)$$

Функція $K(\lambda)$ табульована Н. В. Смірновим (табл. 10 додатка 1) [4].

Оцінка згоди між теоретичними та дослідними частотами відбувається наступним чином. Знаходять D_{\max} та обчислюють за формулою (12)

$$\lambda = D_{\max} \sqrt{N}. \quad (15)$$

Потім за табл. додатка 1 знаходять $K(\lambda)$. Якщо прийняти

$$P(\lambda) = 1 - K(\lambda), \quad (16)$$

допускають, що припущення про узгодження дослідного розподілу значень x_i із визначеним законом теоретичного розподілу $F(x)$ не заперечує досвіду за умови, що $P(\lambda) \geq 0,05$.

Наведемо оцінку згоди експериментальної сукупності з теоретичним законом модуля різниці для попередніх прикладів (сукупність наведена в табл. 10 [4]). Із табл. 10 знаходимо найбільше $D=7$ і відповідно до формули (11) отримуємо

$$D_{\max} = \frac{|N(x_i) - N^*(x_i)|_{\max}}{N} = \frac{7}{26} = 0,26.$$

За формулою (15) знаходимо $\lambda = 0,26\sqrt{26} = 1,32$.

Визначаємо інтерполяцією за табл. 10 додатка 1 для $\lambda = 1,32$

$$K(\lambda) = 0,9378; \quad P(\lambda) = 1 - 0,9378 = 0,0622.$$

Отже, узгодження добре.

Аналогічно визначаємо графіки кривих розподілу модуля різниці (рис. 5) для даних табл. 1.

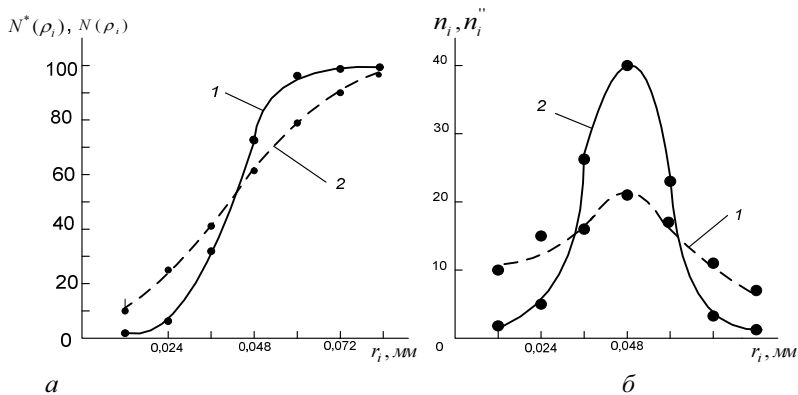


Рис. 5. Криві розподілу модуля різниці: а — експериментальна (1) та теоретична (2) накопичені частоти; б — експериментальна (1) та теоретична (2) звичайні частоти

Отже, проведений статистичний аналіз розподілу похибок суміщення фарб на АДМ за точнісними закономірностями технологічного процесу з використанням критеріїв узгодження наочно доводить, що він підлягає закону розподілу модуля різниці.

1. Деджидас Л. Листовая офсетная печатная машина: механизмы, эксплуатация, обслуживание / Л. Деджидас, Т. Дистри ; пер. с англ. В Дудичева, Н. Герценштейна, Е. Климова. — М. : ЦАПТ, 2007. — 488 с. 2. Каган Б. Методы проверки офсетных машин по технологическим параметрам / Б. Каган, И. Дроздова // Полиграфия. — 1978. — № 4. — С. 26–28. 3. Казьмірович Р. В. Розвиток концепції міжнародного стандарту та нової технології СР4/JDF для виробництв друкованої продукції / Р. В. Казьмірович, О. Р. Казьмірович // Полиграфия та видавнича справа : наук.-техн. зб. — Львів : УАД [Укр. акад. друкарства], 2012. — № 2 (58). — С. 110–112. 4. Кутай А. К. Анализ точности и контроль качества в машиностроении с применением методов математической статистики / А. К. Кутай, Х. Б. Кордонский. — М.–Л. : Машгиз, 1958. — 364 с. 5. Либерман Н. И. Статистические методы контроля качества печатной продукции / Н. И. Либерман. — М. : Книга, 1977. — 116 с. 6. Лихачев В. В. Управление качеством продукции : учеб. пособ. / В. В. Лихачев. — М. : Моск. полигр. ин-т, 1987. — 75 с. 7. Пашуля П. Л. Стандартизація, метрологія, відповідність, якість у поліграфії : підруч. / П. Л. Пашуля. — Львів : УАД [Укр. акад. друкарства], 2011. — 408 с. 8. Солонин И. С. Математическая статистика в технологии машиностроения / И. С. Солонин. — М. : Машиностроение, 1972. — 216 с. 9. Технология печатных процессов / [Раскин А. Н., Ромейков И. В., Бирюкова Н. Д. и др.] ; под ред. А. Н. Раскина. — М. : Книга, 1989. — 429 с.

ВИБОР ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПОГРЕШНОСТЕЙ СОВМЕЩЕНИЯ КРАСОК НА ЛИСТОВЫХ ПЕЧАТНЫХ МАШИНАХ ПО ТОЧНОСТНЫМ ЗАКОНОМЕРНОСТЯМ ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ПРОЦЕССА

Осуществлен анализ и уточнен закон распределения погрешностей совмещения красок на листовых печатных машинах по точностным закономерностям технологического процесса. Проведенный статистический анализ распределения погрешностей совмещения красок на ЛПМ по точностным закономерностям технологического процесса с использованием критериев согласования наглядно доказывает, что он подлжит закону распределения модуля разницы.

CHOICE OF LAW OF DISTRIBUTION REGISTER ERRORS ON THE SHEET PRINTING MACHINES FOR ACCURACY OF TECHNOLOGICAL PROCESS

The analysis and more precise selective of law distribution register errors in the sheet printing machines for accuracy selectivity of technological process.