

УДК 681.51; 621.98.07

ДО ПИТАНЬ АДАПТАЦІЇ МАТЕМАТИЧНИХ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ СИСТЕМ УПРАВЛІННЯ ТЕХНОЛОГІЧНИМ ПРОЦЕСОМ ХОЛОДНОГО ЛИСТОВОГО ШТАМПУВАННЯ

Д.т.н. І. Ш. Невлюдов¹, к.т.н. Д. В. Моспан², к.т.н. В. І. Роменський¹

1. Харківський національний університет радіоелектроніки

2. Кременчуцький національний університет імені Михайла Остроградського

В роботі приводиться експериментальне дослідження яке показало, що стріла прогину зразка залежить від наступних факторів: попереднього кута відгину полиць; товщини пластини і співвідношення геометричних розмірів пластини. В ході експерименту знайшли підтвердження запропоновані математичні моделі формоутворення виробів компонентів радіоелектронної апаратури.

В работе приводится экспериментальное исследование, которое показало, что стрела прогиба образца зависит от следующих факторов: предыдущего угла отгиба полок; толщины пластины и соотношение геометрических размеров пластины. В ходе эксперимента нашли подтверждение предложенные математические модели формообразования изделий компонентов радиоэлектронной аппаратуры.

An experimental study is presented in the work, which showed that the arrow of deflection of the sample depends on the following factors: previous angle of bending of the shelves; plate thickness and the ratio of the geometric dimensions of the plate. During the experiment, the proposed mathematical models of the shaping of products of components of electronic equipment were confirmed.

Ключові слова: приладобудування, холодне листове штампування, технологічна система, робототехнічний комплекс, операції вільного формоутворення.

Вступ

На даний час математичні моделі процесів переважно будуються на базі спеціальних експериментальних досліджень. Обмеження в цих моделях являють собою рівняння регресії. Склад обмежень часто встановлюють суб'єктивно, а вид функціональних зв'язків (рівнянь регресії) внаслідок емпіричного характеру досліджень, які є дуже наближеними і справедливими тільки в межах даного експерименту. Це не дозволяє розкрити фізичну природу обмежень, врахувати їх взаємовплив і тим більше прогнозувати зміни процесу обробки в залежності від властивостей оброблюваного матеріалу та інструменту. Лише теорія процесу, побудована на основоположних гіпотезах із застосуванням фундаментальних законів природничих наук (механіки, теплофізики, хімії і т.д.) дозволить побудувати об'єктивну модель процесу, що враховує весь комплекс взаємозв'язків її параметрів [1].

Метою даної роботи є розробка математичних моделей формоутворення виробів компонентів радіоелектронної апаратури, оцінювання зносу та довговічності виробничого обладнання, автоматизація технологічних процесів задля зниження собівартості

готової продукції та підвищення експлуатаційної надійності й довговічності машин, агрегатів і деталей виробництва.

Для досягнення поставленої мети необхідне вирішення наступних завдань: розглянути відомі математичні моделі технологічних процесів холодного листового штампування та результати аналізу експериментальних даних; запропонувати ефективні способи оцінювання продуктивності технологічних процесів (ТП), та якісних характеристик виробів вільного або примусового формоутворення [2].

Математичне моделювання технологічних процесів холодного листового штампування

При математичному моделюванні технологічних систем (ТС) реальні впливи на неї поділяються на такі групи факторів.

Першу групу складає – K_x мірний вектор X_i^P вхідних керованих параметрів $x_k(P, t)$ – функцій часу t і просторових координат P , тобто таких, які можна вимірювати і цілеспрямовано змінювати їх розподіл у часі і робочому просторі, підтримуючи при цьому заданий технологічний режим. У цьому випадку вектор X^P називають вектором управління або вектором факторів.

Друга група K_y – мірний вектор V^P контрольованих, але некерованих функцій $V_k(t, P)$, що характеризують стан вихідних факторів (наприклад, точність, деталей, що збираються, процентний вміст компоненту припою тощо, та операції в цілому. Вони не піддаються цілеспрямованій зміні в межах даної операції.

Третя група K_z – мірний вектор Z^P неконтрольованих функцій $Z_k(t, P)$, а отже, і некерованих параметрів операції. Сюди відносяться випадкові впливи на операцію.

Таким чином, побудувати математичну модель ТС означає визначити математичні співвідношення між усіма зазначеними векторами:

$$M_0 [Y^P, X^P, V^P, Z^P] = 0,$$

чи в явному вигляді:

$$Y = M [X^P, V^P, Z^P]$$

При математичному моделюванні ТС широко використовуються методи статистичного моделювання, кореляційні і полігауссові методи, марківські випадкові процеси та ін.

Вибір того чи іншого методу опису математичної моделі ТС залежить від фізичної сутності технологічної

операції, поставленої мети, кількості та змісту параметрів, чинників які впливають і т.д. [1].

Для всієї проблеми проектування оптимального технологічного процесу [3], розроблення моделей, які адекватно описують найважливіші сторони процесів механічної обробки (продуктивність і точність, якість поверхневих шарів, шорсткість обробленої поверхні і т.д.), є важливою науковою і практичною задачею.

Аналіз експериментальних даних

Одним з практичних прикладів розгляду експериментального підтвердження математичних моделей технологічного процесу, може бути вимір зусиль при вільному формоутворенні елементу жорсткості на лабораторному штамп-приладі. Дане дослідження проводилися на пластинах із сталей 08кп і Ст3 з розмірами $a = 90\text{мм}$, $b = 40\text{мм}$; $a = 90\text{мм}$, $b = 20\text{мм}$ і товщиною $s = 1\text{мм}$, $1,5\text{мм}$, 2мм , 3мм .

Методика експерименту полягала в наступному: попередньо на досліджуваних зразках відгинали полки по 20мм з кожного боку, причому кути відгину полиць для кожної партії пластинок були наступними – 45° , 55° і 80° . Потім зразок встановлювався на стіл випробувальної машини і здійснювалось розгинання раніше загнутих протилежних кінців пластин [2].

Результати експериментальних досліджень показали, що стріла прогину зразка, в основному, залежить від наступних факторів: попереднього кута відгину полиць; товщини пластини і відносини геометричних розмірів пластини (рис. 1).



Рис. 1. Партія досліджуваних зразків після деформації

На рис. 2 наведені порівняльні результати експериментальних даних і чисельних розрахунків для пластин з розмірами $a = 90\text{мм}$, $b = 40\text{мм}$, $s = 3\text{мм}$ і $a = 90\text{мм}$, $b = 20\text{мм}$, $s = 1,5\text{мм}$. Практично отримані форма заготовки, радіус кривизни та стріла прогину дуже близькі до розрахункових залежностей.

Напружено-деформований стан заготовки при вигині вивчався методом ділильних сіток, шляхом нанесення рисок на пластинки механічним способом, а саме, інструментальним мікроскопом типу УИМ-21, з кроком 2мм . Мікроскоп забезпечувався додатковим пристосуванням, яке одягається на об'єктив і складається з тубуса і алмазного наконечника. Об'єктив опускався до зіткнення алмазного наконечника з полірованою поверхнею зразка і на мембрану містився вантаж. Розмітка досліджуваної зони проводилась рухом столу за допомогою мікрометричних гвинтів.

Вимірювання елементів сітки до деформації і після проводилося також на інструментальному мікроскопі.

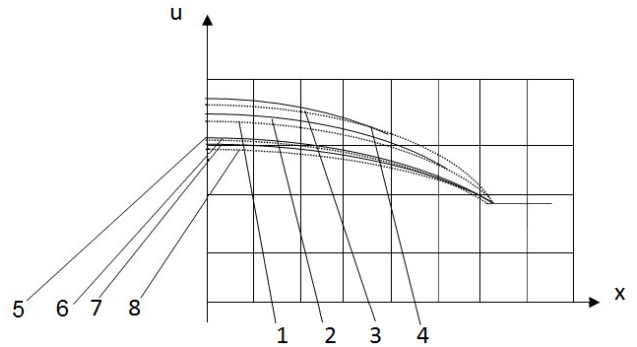


Рис. 2. Порівняння остаточних профілів деталей:

- 1 – чисельний розрахунок, $a / b = 2,5$, $s = 3\text{мм}$;
- 2 – експеримент, $a / b = 2,5$, $s = 3\text{мм}$;
- 3 – чисельний розрахунок, $a / b = 4,5$, $s = 3\text{мм}$;
- 4 – експеримент, $a / b = 4,5$, $s = 3\text{мм}$;
- 5 – чисельний розрахунок, $a / b = 2,5$, $s = 1,5\text{мм}$;
- 6 – експеримент, $a / b = 2,5$, $s = 1,5\text{мм}$;
- 7 – чисельний розрахунок, $a / b = 4,5$, $s = 1,5\text{мм}$;
- 8 – експеримент, $a / b = 4,5$, $s = 1,5\text{мм}$

Так як сітка мала форму паралелограма, головні деформації визначалися з виразів [4]:

$$\varepsilon_1 = \frac{1}{2} \ln \frac{b_2^2 + n_1^2 a_2^2 + 2n_1 a_2 b_2 \cos \delta_2}{b_1^2 + n_1^2 a_1^2 + 2n_1 a_1 b_1 \cos \delta_1}, \quad (1)$$

$$\varepsilon_2 = \frac{1}{2} \ln \frac{b_2^2 + n_2^2 a_2^2 + 2n_2 a_2 b_2 \cos \delta_2}{b_1^2 + n_2^2 a_1^2 + 2n_2 a_1 b_1 \cos \delta_1}, \quad (2)$$

де a_2 і b_2 – розміри паралелограми після деформації;

$$n_{1,2} = \frac{\left[(a_1^2 b_2^2 - a_2^2 b_1^2) \pm \sqrt{(a_1^2 b_2^2 - a_2^2 b_1^2)^2 + 4(a_1 b_1 a_2^2 \cos \delta_1 - a_2 b_2 a_1^2 \cos \delta_2)} \right]}{2(a_1 b_1 a_2^2 \cos \delta_1 - a_2 b_2 a_1^2 \cos \delta_2)}$$

Для спрощення вище наведених залежностей на зразок наносили сітку у вигляді прямокутників, при цьому було відзначено, що напрямок головних осей після деформації не змінився, тобто $\delta_1 = \delta_2 = 90^\circ$, тоді:

$$\varepsilon_1 = \frac{1}{2} \ln \frac{b_2^2 + n_1^2 a_2^2}{b_1^2 + n_1^2 a_1^2}, \quad (3)$$

$$\varepsilon_2 = \frac{1}{2} \ln \frac{b_2^2 + n_2^2 a_2^2}{b_1^2 + n_2^2 a_1^2}, \quad (4)$$

$$n_{1,2} = \frac{\left[(a_1^2 b_2^2 - a_2^2 b_1^2) \pm \sqrt{(a_1^2 b_2^2 - a_2^2 b_1^2)^2} \right]}{2(a_1 b_1 a_2^2 - a_2 b_2 a_1^2)}$$

Компоненти девіатора напружень знаходили, використовуючи теорію малих пружних деформацій [5], одним з положень якої є гіпотеза пропорційності девіатора деформацій девіатором напруг:

$$D_\sigma = 2G'D_\varepsilon,$$

де G' – змінний модуль зсуву, який є функцією напружено-деформованого стану:

$$G' = \frac{E'}{2(1 + \mu')} = \frac{E'}{3},$$

де $\mu' = 0,5$ – коефіцієнт Пуассона; E' – січний модуль деформації. Звідки:

$$\sigma_x = 4G' \left(\varepsilon_x + \frac{\varepsilon_y}{2} \right), \quad (5)$$

$$\sigma_y = 4G' \left(\varepsilon_y + \frac{\varepsilon_x}{2} \right).$$

Відповідно до наведеного вище, кожен технологічний процес описується своєю математичною моделлю.

Математичне моделювання ТС технологічних процесів дозволяє оцінити продуктивність ТС ТП, якісні характеристики виробів через пайову участь підсистем ТС у формуванні загального критерію якості виробів, варіанти структурної схеми ТС, а також визначити оптимальний склад засобів технологічного оснащення та оптимальні режими виготовлення виробів з урахуванням прийнятого критерію оптимальності ТС.

Для успішного вирішення сформульованих завдань необхідно вибрати такі вихідні дані:

- параметри, що характеризують темп надходження напівфабрикатів, заготовок, деталей, комплектуючих виробів на вхід технологічної системи, технологічний режим виробництва і надійність засобів технологічного оснащення;
- структурні і конструктивні характеристики технологічного обладнання, проміжних накопичувачів, порядок чергування операцій і т.п.;
- кількість і послідовність технологічних операцій процесу виготовлення виробу.

При побудові моделей ТС ТП визначають математичні змінні, що описують систему, її стан на вході і виході або її частини, і знаходять співвідношення між ними.

При цьому можуть бути використані різні математичні методи аналітичного опису систем, зокрема, статистичні методи моделювання, імовірнісні методи, теорія масового обслуговування, теорія графів, теорія мереж та ін.

Один з досить простих, і тих, що часто дають добрі результати, методів визначення впливу факторів на процес функціонування ТС – виявлення їх статистичної взаємопов'язаності шляхом обчислення коефіцієнтів кореляції і кореляційних співвідношень.

Дослідження ТС ТП на основі методу кореляційного аналізу передбачає отримання рівняння регресії виду $\bar{y}_x = f(x)$, де \bar{y}_x – умовне середнє значення вихідного параметра системи, а x – параметр системи, тобто різним значенням змінної відповідають певні середні \bar{y} . Для статистичної оцінки лінійної зв'язності двох змінних x і y визначається коефіцієнт лінійної кореляції Z . Значення коефіцієнта кореляції лежить в межах $0 \leq \tau \leq 1$, і якщо $|\tau| = 0$, то лінійний зв'язок між x і y відсутнє, а якщо $|\tau| = 1$, то між x і y є функціональна залежність. Коефіцієнт лінійної кореляції для двох змінних x і y визначається як [1]:

$$\tau = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{S_x S_y (N-1)}, \quad (6)$$

де $S_x = \left[\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \right]^{1/2} N-1$; $S_y = \left[\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \right]^{1/2} N-1$;

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i; \quad \bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i;$$

де N – число результатів вимірювань.

Значимість лінійного кореляційного зв'язку

визначається співвідношенням $r \geq r_{кр}$:

$$r_{кр} = t_S / [(t_S^2 + N - 2)^{1/2}],$$

де $r_{кр}$ – критичне значення коефіцієнта кореляції; t_S – критерій Стьюдента для S процентної довірчої ймовірності.

Для трьох змінних x, y, z коефіцієнт множинної лінійної кореляції обчислюється так:

$$R_{x,y,z} = [(r_{x,y}^2 - r_{x,y} r_{x,z} + r_{x,z}^2) / (1 - r_{y,z}^2)]^{1/2} \quad (7)$$

Значимість коефіцієнта множинної лінійної кореляції визначається F – відношенням Фішера:

$$[R^2 / (1 - R^2)] [N - n'] / (n' - 1) < F(\alpha), \quad (8)$$

де $n' = n + 1$; $F(\alpha)$ – верхня точка значущості при $(n'-1)$ ступенях свободи чисельника та $(N'-1)$ ступеня свободи знаменника, відповідних рівню значущості α .

Критичне значення коефіцієнта множинної лінійної кореляції:

$$R_{кр} = \left[\frac{F(\alpha)(n'-1)}{(N-n') - F(\alpha)(n'-1)} \right]^{1/2}. \quad (9)$$

Коефіцієнт множинної лінійної кореляції вважається значимим, якщо його значення задовольняє нерівності $R \geq R_{кр}$.

Для оцінки статистичного взаємозв'язку нелінійно залежних змінних використовується кореляційне відношення Пірсона $\eta_{x,y}$ (для залежності x від y) та $\eta_{y,x}$ (для залежності y від x):

$$\eta_{x,y} = \left[\frac{\sum_{j=1}^{p'} m_j' (\bar{x}, y_j - \bar{x})^2}{(N-1) S_x^2} \right]^{1/2}; \quad (10)$$

$$\eta_{y,x} = \left[\frac{\sum_{j=1}^p m_j (\bar{y}, x_j - \bar{y})^2}{(N-1) S_y^2} \right]^{1/2}, \quad (11)$$

де p', p – число інтервалів, на які розбивають ординати x і y ; m_j, m_j' – число спостережень (x_{ij}, y_{ij}) ; абсциси яких потрапили в інтервал $\bar{x}, y_j, \bar{y}, x_j$ – умовні середні;

$$\bar{x}, y_j = \frac{1}{m_j} \sum_{i=1}^{m_j'} x_{ij}; \quad \bar{y}, x_j = \frac{1}{m_j} \sum_{i=1}^{m_j} y_{ij}. \quad (12)$$

Для кореляційних відносин завжди справедлива нерівність $0 \leq \eta \leq 1$. При $\eta = 1$ між змінними x і y є функціональна залежність; при $\eta = 0$ вона відсутня.

У процесі статистичного аналізу ТС ТП отримуємо поле кореляції для змінних x і y , після чого знаходимо моделі виду $y = ax + b$ або $y = ax^2 + bx + c$.

Для лінійної регресії коефіцієнти апроксимуючої функції визначаються так:

$$a = \rho_{yx} = r_{xy} \frac{S_y}{S_x}; \quad b = \bar{y} - \rho_{yx} \bar{x}, \quad (13)$$

де ρ_{yx} – коефіцієнт лінійної регресії y на x .

Слід зазначити, що розглянутий метод доцільний для простих процесів і систем при обмеженому числі факторів.

Для складних багатофакторних процесів з випадковим характером впливу збурень статистичний взаємозв'язок факторів і ступінь їх впливу на вихідний параметр процесу (системи) можна визначити, використовуючи математичні методи планування експерименту.

При проведенні планованого експерименту дуже важливим є вибір параметра оптимізації (функції відгуку), який має бути вимірюваним, тобто мати кількісні оцінки, і досить повно характеризувати якість усього досліджуваного процесу (системи) [6].

При побудові математичних моделей ТС ТП зазвичай використовуються в якості апроксимуючих, поліноми виду:

$$\bar{y} = b_0 + \sum_{i=1}^K b_i x_i + \sum_{i \neq j} b_{ij} x_i x_j + \sum_{i=1}^K b_i x_i^2 + \dots, \quad (14)$$

де \bar{y} – значення вихідного параметра системи, передбачене поліномом; b_i, b_{ij} – коефіцієнти, що визначаються експериментально.

У більшості практичних випадків застосовуються поліноми першого та другого ступенів. Зокрема, для двох змінних ці поліноми матимуть вигляд:

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2;$$

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_{12} x_1 x_2 + b_{22} x_2^2 + b_{11} x_1^2.$$

Лінійна модель, як правило, дає адекватний опис в досить малій області факторного простору і тому застосовується рідше квадратичного уявлення.

Для проведення експерименту необхідні плани, що мають властивості ортогональності і рототабельності:

$$\left. \begin{aligned} \sum_{u=1}^N x_{iu} y_{ju} = 0; \quad i \neq j; \quad i, j = \overline{0, K} \\ \sum_{u=1}^N x_{iu} = 0; \quad \sum_{u=1}^N x_{iu}^2 = N \end{aligned} \right\} \begin{aligned} i = 1, K; \\ u = 1, N, \end{aligned} \quad (15)$$

де K – число факторів; N – число експериментів.

При цьому передбачається наступне:

- результати спостережень y_u – незалежні нормально розподілені величини;
- дисперсії $\sigma^2(y_u)$ та $u = 1, N$ рівні одна одній і не залежать від математичного очікування;
- незалежні змінні x_1, x_2, \dots, x_k вимірюються з помилкою, зневажаючи малою, порівняно з помилкою у визначенні y_u .

Інтервали варіювання факторів вибираються такими, щоб були в кілька разів менше допустимого діапазону зміни факторів, але розрізнялися на тлі інструментальних похибок вимірювальних приладів і виконавчих механізмів.

Рівні факторів кодуються (нормуються) присвоєнням верхньому рівню значення +1, нижнього –1, основного – нуль.

Для безперервних змінних нормування виконується перетворенням абсолютних значень технологічних факторів у відносні:

$$x = (x_i - x_{i0}) / Q, \quad (16)$$

де x_{i0} – основний рівень змінної, щодо якої ведеться варіювання; Q – інтервал варіювання.

Перевага віддається активному повному факторному експерименту, при якому реалізуються всі можливі поєднання рівнів і при цьому число дослідів $N = 2^K$, де K – число варіюваних змінних.

Матриця планування (план експерименту) – невід'ємний атрибут, що будується на основі даних

експерименту.

За результатами повного факторного експерименту визначаються коефіцієнти апроксимуючого полінома (моделі):

$$b_i = \sum_{j=1}^N y_j x_{ij} / N, \quad (17)$$

де $i = 0, 1, 2, \dots$, – номер фактора.

Для зручності обчислення вільного члена апроксимуючого полінома b_0 вводиться так званий фіктивний фактор x_0 , якому у всіх дослідах присвоюється постійне значення (наприклад, +1).

При повному факторному експерименті можуть бути враховані і взаємодії факторів $x_i x_m$. У цьому випадку модель досліджуваного процесу (системи), наприклад, для двох факторів прийме вигляд:

$$y = b_0 x_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_{12} x_1 x_2.$$

Математична модель, отримана методом активного експерименту, перевіряється на адекватність, а її коефіцієнти перевіряються на значимість. Дисперсія адекватності моделі з числом ступенів свободи p визначається так:

$$D_{wy}^2 = \sum_{j=1}^N \Delta y_j / p, \quad (18)$$

де $p = N - (K + 1)$ – число ступенів свободи, N, K – число відповідно дослідів і варіюваних факторів).

Порівнюючи D_{wy}^2 з відомою дисперсією відтворюваності дослідів D_y^2 за критерієм Фішера, визначаємо адекватність отриманої моделі:

$$F = D_{wy}^2 / D_y^2. \quad (19)$$

Значимість коефіцієнтів моделі перевіряється так само, як і значимість коефіцієнтів регресивних поліномів.

В даний час обробка статистичних матеріалів та розробка стохастичних моделей в достатній мірі автоматизована на основі наявних програм.

Висновки

У якості практичного застосування наведено експериментальне підтвердження, що підтверджує математичні моделі технологічного процесу з виміру зусиль при вільному формоутворенню.

Результати роботи дозволять скоротити трудомісткість перевірки експериментальних даних та отримати нову ефективність на основі використання розроблених математичних моделей.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ:

1. Макурін М. С. Технологічні системи у виробництві ЕОЗ: Навчальний посібник. К.: ІСДО, 1993. 140 с.
2. Мосьян Д. В. Совершенствование технологии формоизменения плоских листовых деталей с прямолинейным рифтом методами гибки : дис. канд. техн. наук: 05.03.05. Кременчуг, 2012. 184 с.
3. Невлюдов І. Ш., Андрусевич А. О., Євсєєв В. В., Мілютіна С. С. Основи САПР : технічна підготовка виробництва : Навчальний посібник. Київ: НАУ, 2014. 360 с.
4. Гун Г. Я. Теоретические основы обработки металлов давлением. М.: Металлургия, 1980. 456 с.
5. Мосьян Д. В., Наумова Е. А., Воронин А. В., Драгобецкій В. В. Корректировка режимов упрочнения пластическим деформированием. Вестник Нац. техн. ун-та "ХПИ" : сб. науч. тр. Темат. вып. : Инновационные технологии и оборудование обработки материалов в машиностроении и металлургии. Харьков : НТУ "ХПИ". 2014. № 43 (1086). С. 117–122.
6. Невлюдов І. Ш. Виробничі процеси та обладнання об'єктів автоматизації : Підручник. Кривий Ріг: КК НАУ, 2017. 444 с.