

doi: 10.32620/oikit.2018.81.06

УДК 621.98.044

Е. А. Фролов, В. В. Агарков,
С. И. Кравченко, С. Г. Ясько

Исследование точности деталей, получаемых при разделительных операциях в переналаживаемых штампах

*Полтавский национальный технический университет имени Юрия Кондратюка
Государственное предприятие «Харьковстандартметрология»*

Для определения точностных возможностей переналаживаемых штампов для разделительных операций (пробивка+вырубка) листовой штамповки проведены исследования параметров точности с помощью планирования эксперимента методом случайного баланса. Получены аналитические зависимости для определения значений отклонения размеров наружного и внутреннего контуров пробиваемых и вырубаемых листовых деталей. По найденным зависимостям можно оценить и прогнозировать величину отклонения размеров полученной детали в любой момент времени эксплуатации штампа. Предложены практические рекомендации по расчету исполнительных размеров рабочих элементов (пуансон, матрица) переналаживаемых штампов.

Ключевые слова: точность, листовая штамповка, пробивка, вырубка, пуансон, матрица, переналаживаемый штамп.

Введение

В развитии современного машиностроения штамповочное производство играет важную роль. От его эффективности во многом будет зависеть формирование развивающегося промышленного сектора экономики и выпуск конкурентоспособной продукции отечественными предприятиями.

В период подготовки производства новых изделий в результате конструктивно-технологических изменений около 70 % изготовленной штамповочной оснастки приходится изготавливать заново, что влечет за собой значительные дополнительные расходы металла, трудовые и финансовые затраты. Использование переналаживаемой штамповочной оснастки позволяет сократить сроки подготовки и затраты на производство новых изделий.

1. Постановка проблемы, анализ последних исследований и публикаций

По данным ряда работ [1 – 5] при освоении выпуска новых видов продукции наибольший эффект достигается за счет широкого использования переналаживаемых видов штамповочной оснастки, поскольку она основана на принципе длительной обрабатываемости и высокой оборачиваемости ее составных элементов, а также использования в конструкции значительного числа пластмассовых элементов (рис. 1). Рабочие части и элементы штампа крепятся с помощью быстротвердеющих композиционных материалов, например, пластмассы АСТ-Т, благодаря чему обеспечиваются быстрая сборка и переналадка пакета и соответственно штампа.

Однако в литературе недостаточно сведений и исследований посвященных точности деталей, получаемых вырубкой-пробивкой в переналаживаемых штампах, использующих в составе конструкции пластмассовые элементы.

Цель работы – исследовать точностные параметры штампуемых деталей в переналаживаемых штампах (ПШ) и факторы, влияющие на величину этих параметров.

2. Изложение основного материала

Широкое внедрение переналаживаемых штампов на основе композиционных материалов сдерживается из-за отсутствия научно обоснованных данных об их точностных возможностях и ограничивается штамповкой деталей не выше 14-го квалитета точности по линейным размерам.

Для определения точностных возможностей переналаживаемых штампов (ПШ) для разделительных операций листовой штамповки проведено исследование с использованием «метода случайного баланса».

Как известно, точность штампуемых деталей оценивают точностными параметрами, величины которых заданы в технических требованиях и указаны на чертеже детали. Фактические же величины этих параметров отличаются от заданных, что вызывается влиянием ряда погрешностей или факторов. На основании анализа эксплуатации ПШ на предприятиях отрасли для исследований выбрали точностные параметры штампуемых деталей (величины отклонений размеров штампуемых деталей, которые приняты в качестве параметров оптимизации) и факторы, влияющие на величину этих параметров.

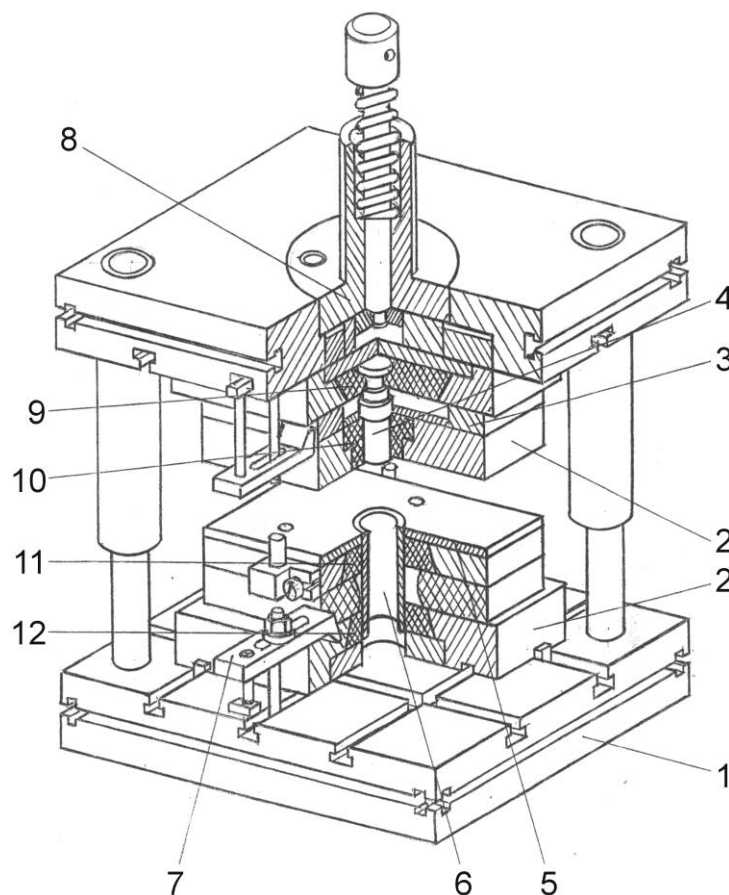


Рис. 1. Общий вид переналаживаемого штампа совмещенного действия:
1 – универсальный блок; 2 – сменный переналаживаемый пакет;
3, 4, 5, 6 – элементы сменной наладки; 7 – узел закрепления (прихват);
8 – плавающий хвостик; 9, 10, 11, 12 – пластмассовые элементы

Метод планирования эксперимента на основе случайного баланса основан на таблице случайных чисел для случайного распределения уровня по столбцам [0-7].

Переменные U_1, U_2, K, U_m характеризуются так, что каждая из них может принимать только два значения.

На основании анализа эксплуатации ПШ на основе композиционных материалов для исследования выбраны следующие точностные параметры: x_1 – отклонение размеров наружного контура (вырубка), мкм; x_2 – отклонение размеров внутреннего контура (пробивка), мкм.

Исследуемые факторы, оказывающие доминирующее влияние на точностные параметры штамповки, их обобщения, а также верхние и нижние границы интервала варьирования приведены в табл. 1. Матрица планирования эксперимента представлена в табл. 2.

Таблица 1

U_0	Свободный член
U_1	Величина двухстороннего зазора, % (нормируется)
U_2	Толщина штампуемого материала, мм (нормируется)
U_3	Прочностные характеристики штампуемого материала, МПа (нормируется)
U_4	Количество отштампованных деталей, тыс.шт. (нормируется)
U_5	Величина смещения центра давления штампа, мм (нормируется)
U_6	Размеры деталей: 30×50 мм – 0, 100×150 мм – 1
U_7	Сложность контура штампуемой детали: (простой – 0; сложный – 1)
U_8	Тип штампа: (последовательного действия – 0; совмещенного – 1)
U_9	Толщина нижней плиты, мм (нормированная)

Таблица 2

Матрица планирования эксперимента

№ п/п	Натуральные значения факторов										
	y_1 , %	y_2 , мм	y_3 , МПа	y_4 , тыс.шт.	y_5 , мм	y_6 , мм	y_7	y_8	y_9 , мм	x_1 , 10^{-3} мм	x_2 , 10^{-3} мм
1	15	3	850	10	0	30×50	Пр	П	45	29,5	21,3
2	15	1	850	10	15	100×150	Пр	С	45	21,4	15,0
3	15	3	360	10	15	30×50	Сл	С	60	24,3	18,3
4	15	1	360	10	0	100×150	Сл	П	60	16,0	12,3
5	15	3	850	1	0	100×150	Сл	С	45	12,5	9,4
6	15	1	850	1	15	30×50	Сл	П	45	7,6	5,3
7	15	3	360	1	15	100×150	Пр	П	60	9,0	7,1
8	15	1	360	1	0	30×50	Пр	С	60	4,2	3,3
9	10	1	360	1	15	100×150	Сл	С	45	18,3	12,7
10	10	3	360	1	0	30×50	Сл	П	45	29,8	21,2
11	10	1	850	1	0	100×150	Пр	П	60	25,3	16,7
12	10	3	850	1	15	30×50	Пр	С	60	38,1	27,0
13	10	1	360	10	15	30×50	Пр	П	45	22,7	13,9
14	10	3	360	10	0	100×150	Пр	С	60	39,1	27,1
15	10	1	850	10	0	30×50	Сл	С	45	29,6	18,0
16	10	3	850	10	15	100×150	Сл	П	60	41,0	29,0

Вначале рассмотрим построение уравнения регрессии одного параметра x от одного фактора U в виде $x = \beta_0 + \beta_1 U_0$. Обозначим x_i и U_i – i измерение параметра x и фактора U [8].

Образуем сумму квадратов отклонений экспериментально полученных значений выходной величины x_i от линии регрессии:

$$S = \sum_{i=1}^r (x_i - \beta_0 - \beta_i U_i)^2. \quad (1)$$

Будем выбирать значение оценок β_0 , β_i так, чтобы минимизировать сумму S . Определим β_0 , β_i дифференцированием уравнений (2) по β_0 , β_i и приравниванием частных производных нулю:

$$\frac{\partial S}{\partial \beta_0} = -2 \sum_{i=1}^r (x_i - \beta_0 - \beta_i U_i) = 0; \quad (2)$$

$$\frac{\partial S}{\partial \beta_i} = -2 \sum_{i=1}^r U_i (x_i - \beta_0 - \beta_i U_i) = 0, \quad (3)$$

откуда имеем

$$\beta_0 r + \beta_i \sum_{i=1}^r U_i = \sum_{i=1}^r x_i; \quad (4)$$

$$\beta_0 \sum_{i=1}^r U_i = \beta_i \sum_{i=1}^r U_i^2 = \sum_{i=1}^r U_i x_i. \quad (5)$$

Эти уравнения называются нормальными, их решение относительно β_0 , β_i и дает искомые коэффициенты регрессии. Рассмотрим матричный подход к линейной регрессии.

Применение матриц дает много преимуществ. Как только задача записывается и решается в матричной форме, ее решение можно использовать для любой регрессивной задачи независимо от того, сколько членов содержится в уравнении регрессии [7, 0].

Введем следующие обозначения: x – вектор наблюдений; U – матрица независимых переменных; β – вектор параметров, подлежащих оцениванию.

$$\bar{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \mathbf{K} \\ x_r \end{bmatrix}; \quad U = \begin{bmatrix} 1 & U_1 \\ 1 & U_2 \\ \mathbf{K} & \mathbf{K} \\ 1 & U_r \end{bmatrix}; \quad \bar{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_i \end{bmatrix}. \quad (6)$$

Учитывая, что

$$U^T U = \begin{bmatrix} r & \sum_{i=1}^r U_i \\ \sum_{i=1}^r U_i & \sum_{i=1}^r U_i^2 \end{bmatrix}, \quad (7)$$

получаем

$$U^T x = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^r x \\ \sum_{i=1}^r U_i x_i \end{bmatrix}. \quad (8)$$

Нормальные уравнения можно записать так:

$$U^T U \bar{\beta} = U^T \bar{x}. \quad (9)$$

Решая это матричное уравнение относительно вектора оценок, получаем

$$\bar{\beta} = [U^T U]^{-1} U^T \bar{x}. \quad (10)$$

Исследуем линейную статическую систему, имеющую m входов U_1, K, U_m и один вход x . Требуется найти линейную модель $x = \beta_1 U_1 + \beta_2 U_2 + K + \beta_m U_m$.

Введем вектор наблюдений x_i , матрицу независимых переменных U и вектор параметров $\bar{\beta}$:

$$\bar{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ K \\ x_r \end{bmatrix}; \quad U = \begin{bmatrix} U_{11} & U_{12} & K & U_{1m} \\ U_{21} & U_{22} & K & U_{2m} \\ K & K & K & K \\ U_{r1} & U_{r2} & K & U_{rm} \end{bmatrix}; \quad \bar{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ K \\ \beta_m \end{bmatrix}. \quad (11)$$

Тогда модель системы в векторной форме принимает следующий вид:

$$x = \bar{\beta}^T U. \quad (12)$$

Скалярную сумму S квадратических ошибок оценивания можно определить по формуле

$$S = (x - U\bar{\beta})^T (x - U\bar{\beta}) = S_p [(\bar{x} - U\bar{\beta})(\bar{x} - U\bar{\beta})^T], \quad (13)$$

где S_p обозначает след матрицы.

Для минимизации суммы квадратических ошибок S по искомым параметрам $\bar{\beta}$ необходимо решить систему уравнений:

$$\frac{\partial S}{\partial \beta_i} = \frac{\partial t_r [(\bar{x} - U\bar{\beta})(\bar{x} - U\bar{\beta})^T]}{\partial \bar{\beta}}. \quad (14)$$

или в векторной форме

$$\frac{\partial S}{\partial \bar{\beta}} = \frac{\partial t_r [(\bar{x} - U\bar{\beta})(\bar{x} - U\bar{\beta})^T]}{\partial \bar{\beta}} = \frac{\partial t_r (\bar{x}\bar{x}^T + U\bar{\beta}\bar{\beta}^T U^T - U\bar{\beta}\bar{x}^T - \bar{x}\bar{\beta}^T U^T)}{\partial \bar{\beta}} = 0. \quad (15)$$

Отсюда получим матричное уравнение

$$U^T U \bar{\beta} = U^T x, \quad (16)$$

решив которое относительно $\bar{\beta}$, найдем

$$\bar{\beta} = (U^T U)^{-1} \times U^T \bar{x}. \quad (17)$$

Заметим, что это уравнение имеет такой же вид, как и в случае регрессионной модели с одним входом, записанной в матричной форме [9].

Рассмотрим идентификацию системы, имеющей m входов и n выходов. Линейная модель этого процесса может быть описана таким образом:

$$\begin{aligned} x_1 &= \beta_{11}U_1 + \beta_{12}U_2 + K + \beta_{1m}U_m; \\ x_2 &= \beta_{21}U_1 + \beta_{22}U_2 + K + \beta_{2m}U_m; \\ &\text{К К К К К К К К К К К К К К К} \\ x_n &= \beta_{n1}U_1 + \beta_{n2}U_2 + K + \beta_{nm}U_m, \end{aligned} \quad (18)$$

или в векторной форме $\bar{x} = \beta \bar{U}$, где

$$\bar{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ K \\ x_n \end{bmatrix}; \quad U = \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \dots \\ U_m \end{bmatrix}; \quad \bar{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & K & \beta_{1m} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & K & \beta_{2m} \\ K & K & K & K \\ \beta_{n1} & \beta_{n2} & \beta_{22} & \beta_{nm} \end{bmatrix}. \quad (19)$$

В этом уравнении каждая строка имеет точно такой же вид, как и в уравнениях для системы с одним выходом. Следовательно, для любого i -го выхода можно записать $x_i = \bar{\beta}_i^T \bar{U}$, где $\bar{\beta}_i^T$ – i -я строка матрицы β .

$$\bar{\beta}_i = [\beta_{i1}, \beta_{i2}, K, \beta_{im}]. \quad (20)$$

Введем (подобно процессу с одним выходом) вектор r измерений величины x_1 и матрицу независимых переменных U :

$$\begin{aligned} \bar{x}_i &= [x_{i1}, x_{i2}, K, x_{in}]^T; \\ U &= \begin{bmatrix} U_{11} & U_{12} & K & U_{1m} \\ U_{21} & U_{22} & K & U_{2m} \\ K & K & K & K \\ U_{r1} & U_{r2} & K & U_{rm} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} U_1^T \\ U_2^T \\ K \\ U_r^T \end{bmatrix}. \end{aligned} \quad (21)$$

Тогда наилучшая (в смысле регрессии по методу наименьших квадратов) оценка вектора β_i может быть получена из следующего матричного уравнения:

$$\bar{\beta} = (U^T U)^{-1} \times U^T \bar{x}. \quad (22)$$

Следовательно, все $n \times m$ коэффициентов β_i матрицы $[\beta_i]$ могут быть получены в результате решения n раз нормальных уравнений. Но так как матрица \bar{U} является одинаковой, то нет необходимости n раз обращаться квадратичную матрицу $(U^T U)$. С этой целью сформируем матрицу выходных элементов \bar{x}_i размером $r \times n$, столбцами которой являются r измерений n выходных переменных.

$$x = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & K & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & K & x_{2n} \\ K & K & K & K \\ x_{r1} & x_{r2} & K & x_{rn} \end{bmatrix}. \quad (23)$$

Тогда матрица

$$\beta_i = [\beta_{i1}, \beta_{i2}, K, \beta_{im}]. \quad (24)$$

При этом требуется обратить матрицу $(U^T U)$ только один раз.

Заметим, что идентификация регрессионными методами возможна только тогда, когда существует матрица $(U^T U)^{-1}$, а следовательно, матрица U должна быть неособенной, кроме того, число измерений r должно быть больше, чем число независимых переменных $r \geq m$.

Если $r = m$, в оценке β шум измерений не будет сглажен. Поэтому для адекватной идентификации требуется $m+1$ измерений. При идентификации системы с m входами и n выходами также необходимо выполнять условие $r \geq m+1$, поскольку при определении модели по всем входам используется одна и та же матрица измерений U .

Для наших экспериментальных данных (табл. 2) проведем нормирование по параметрам, и матрица U для нашего случая имеет вид:

$$U = \begin{bmatrix} 1 & 1,5 & 3 & 2,36 & 10 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1,5 & 1 & 2,36 & 10 & 15 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1,5 & 3 & 1 & 10 & 15 & 0 & 1 & 1 & 1,333 \\ 1 & 1,5 & 1 & 1 & 10 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1,333 \\ 1 & 1,5 & 3 & 2,36 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1,5 & 1 & 2,36 & 1 & 15 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1,5 & 3 & 1 & 1 & 15 & 1 & 0 & 0 & 1,333 \\ 1 & 1,5 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1,333 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 15 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 3 & 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 2,36 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1,333 \\ 1 & 1 & 3 & 2,36 & 1 & 15 & 0 & 0 & 1 & 1,333 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 10 & 15 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 3 & 1 & 10 & 0 & 1 & 0 & 1 & 1,333 \\ 1 & 1 & 1 & 2,36 & 10 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 3 & 2,36 & 10 & 15 & 1 & 1 & 0 & 1,333 \end{bmatrix}. \quad (25)$$

Матрица x равна:

$$x = \begin{pmatrix} 29,5 & 21,3 \\ 21,4 & 15,0 \\ 24,3 & 18,3 \\ 16,0 & 12,3 \\ 12,5 & 9,4 \\ 7,6 & 5,3 \\ 9,0 & 7,1 \\ 4,2 & 3,3 \\ 18,3 & 12,7 \\ 29,8 & 21,2 \\ 25,3 & 16,7 \\ 38,1 & 27,0 \\ 22,7 & 13,9 \\ 39,1 & 27,1 \\ 2,6 & 18,0 \\ 41,0 & 29,0 \end{pmatrix}. \quad (26)$$

Матрица полученных коэффициентов искомой зависимости:

$$\beta = \begin{pmatrix} 0,03589 & 0,00633 \\ -0,03466 & -0,0110 \\ 0,00579 & 0,00120 \\ 0,00419 & 0,00096 \\ 0,00103 & 0,000012 \\ -0,00055 & -0,00382 \\ -0,00107 & -0,00558 \\ 0,001709 & -0,00256 \\ -0,00159 & 0,004299 \\ 0,006972 & 0,021247 \end{pmatrix}. \quad (27)$$

Решая уравнение (22), получаем значение коэффициентов для теоретического определения отклонения размеров наружного контура.

$$\beta_0 = 0,03589; \beta_1 = -0,03466; \beta_2 = -0,03466; \beta_3 = 0,00419; \beta_4 = 0,00103; \\ \beta_5 = -0,00055; \beta_6 = -0,00107; \beta_7 = 0,001709; \beta_8 = -0,00159; \beta_9 = 0,006972. \quad (28)$$

Таким образом, расчетная зависимость с учетом коэффициентов принимает вид

$$x_1 = 0,03589 - 0,03466U_1 - 0,03466U_2 + 0,00419U_3 + 0,00103U_4 - \\ - 0,00055U_5 - 0,00107U_6 + 0,001709U_7 - 0,00159U_8 + 0,006972U_9, \quad (29)$$

где x_1 – нормализованная величина.

По аналогии для отклонения размеров внутреннего контура (при пробивке)

$$\beta_0 = 0,00633; \beta_1 = -0,0110; \beta_2 = 0,00120; \beta_3 = 0,00096; \beta_4 = 0,000012; \\ \beta_5 = -0,00382; \beta_6 = -0,00558; \beta_7 = -0,00256; \beta_8 = 0,004299; \beta_9 = 0,021247. \quad (30)$$

Таким образом, расчетная зависимость с учетом коэффициентов принимает вид

$$x_2 = 0,00633 - 0,0110U_1 + 0,00120U_2 + 0,00096U_3 + 0,000012U_4 - \\ - 0,00382U_5 - 0,00558U_6 - 0,00256U_7 + 0,004299U_8 + 0,021247U_9, \quad (31)$$

где x_2 – нормализованная величина.

Расчет по полученным зависимостям 28 и 30 точности штампов с параметрами матрицы U 25 дает расчетные значения матрицы x , равное X_p

Проверка зависимостей 28 и 30 показала, что полученные данные отличаются в пределах 10% от расчетных, что вполне допустимо для применения зависимостей при разработке технологического процесса, а также для оценки точности штампуемых деталей при эксплуатации штампов. Величины отклонений отштампованных деталей находятся в пределах 9-12-го качества.

Полученные в результате исследований значения величин x_1 и x_2 дают возможность учесть их при разработке технологического процесса, а также на стадии проектирования при расчете исполнительных размеров рабочих частей ПШ. Известно, что размеры матрицы оформляют наружный контур, а размеры пуансона – внутренний контур штампуемых деталей. Это правило лежит в основе существующих методик расчета исполнительных размеров рабочих частей штампа. Основное внимание при расчете уделяют правильному назначению допусков, которые должны обеспечить получение при сборке ПШ оптимальных зазоров между рабочими частями штампа. Кроме того, с помощью допуска на штампуемую деталь при расчете учитывают изменение размеров рабочих частей штампа в результате изнашивания, при котором размеры матрицы увеличиваются, а размеры пуансона уменьшаются. Однако в существующих методиках не учтены величины отклонения размеров отштампованной детали от размеров рабочих частей с учетом комплексного влияния факторов согласно зависимостям (28) и (29), позволяющим оценить величину отклонения размеров отштампованной детали в любой момент времени эксплуатации штампа. С помощью зависимостей (28) и (29) можно прогнозировать величину отклонения размеров отштампованных деталей. Поэтому исполнительные размеры рабочих частей ПШ рекомендуется рассчитывать следующим образом:

вырубка наружного контура:

$$D_m = D_\partial - \Delta_\partial - x_1 + \delta_m; \quad (32)$$

$$D_n = D_m - z + \delta_n; \quad (33)$$

пробивка внутреннего контура:

$$d_n = d_\partial + \Delta_\partial + x_2 - \delta_n; \quad (34)$$

$$d_m = d_n + z + \delta_n; \quad (35)$$

где D_m , d_m , D_n , d_n и D_∂ , d_∂ – размеры матрицы, пуансона, и детали соответственно; d_∂ , δ_n – допуск на изготовление матрицы и пуансона соответственно; Δ_∂ – допуск на деталь; z – величина двустороннего зазора между пуансоном и матрицей; x_1 и x_2 – величины отклонения размеров отштампованных деталей, определяемые по зависимостям 28 и 30.

Тогда после изготовления ПШ размеры отштампованных деталей можно определить по уравнениям:

$$D_\partial = D_m - \Delta_\partial + x_1 - \delta_m; \quad (36)$$

$$d_\partial = d_n - \Delta_\partial - x_2 + \delta_n. \quad (37)$$

Обозначив

$$D_m^\phi = D_m + D_\partial - \delta_m; \quad (38)$$

$$d_\partial^\phi = d_n - \Delta_\partial + \delta_n, \quad (39)$$

получим

$$D_\partial^\phi = D_m^\phi + x_1; \quad (40)$$

$$d_\partial^\phi = d_n^\phi - x_2, \quad (41)$$

где D_m^ϕ и d_n^ϕ – фактические размеры матрицы и пуансона после их изготовления; D_∂^ϕ и d_∂^ϕ – фактические размеры отштампованных деталей. Величины x_1 и x_2 можно определить по зависимостям (28) и (30), а для наиболее применяемых величин факторов y_2 , y_3 , y_4 , y_{10} можно составить таблицы для удобства практического использования.

Выводы

1. На основании проведенных исследований получены аналитические зависимости для определения значений отклонения размеров наружного и внутреннего контуров штампуемых деталей (пробивка-вырубка).

2. Согласно зависимостям (28) и (30) можно оценивать величину отклонения размеров отштампованной детали в любой момент времени эксплуатации штампа, а также прогнозировать величину отклонения размеров получаемых деталей.

3. Предложены практические рекомендации по расчету исполнительных размеров рабочих частей переналаживаемых штампов и определению размеров отштампованных деталей с точностью до 10 %.

Список литературы

1. Механизация специализированных переналаживаемых штампов [Текст] / А. Я. Мовшович, А. Я. Горницкий, Н. С. Берлетов и др. // Машиностроитель. – 1983. – № 11. – С. 166.

2. Жолткевич, Н. Д. Закрепление рабочих элементов переналаживаемых штампов пластмассой АСТ-Т [Текст] / Н. Д. Жолткевич, Е. И. Заярненко, А. Я. Мовшович // Производственно-технический бюллетень. — 1979. — № 10.

3. Жолткевич, Н. Д. Применение армированной пластмассы в конструкциях универсально-сборной переналаживаемой оснастки и универсально-сборных штампов [Текст] / Н. Д. Жолткевич // Вестник машиностроения. — 1975. — № 7. — С. 78 – 80.

4. Исследование точности деталей, получаемых в переналаживаемых штампах на основе композиционных материалов [Текст] / Н. В. Чижиков, А. Я. Мовшович, А. Я. Горницкий, Л. Г. Кузнецова // Вісник Національного технічного університету: зб. наук. пр. Нац. техн. ун-ту «ХПІ». – Вип. 11. – Х., 2001. – С. 69 – 80.

5. Буденный, М. М. Перспективы развития исследований и разработка новых конструкций штамповочной оснастки на основе композитов [Текст] / М. М. Буденный, Л. Г. Кузнецова // Резание и инструмент в технологических системах: сб. науч. тр. Харьк. гос. политехн., ун-та «ХПИ». — Вып. 58. — Х., 2005. — С. 25 – 28.

6. Адлер, Ю. П. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий [Текст] / Ю. П. Адлер, Е. В. Маркова, Ю. В. Грановский. – М.: Наука, 1976. – 282 с.

Налимов, В. В. Теория эксперимента [Текст] / В. В. Налимов. – М.: Наука, 1997. – 207 с.

7. Демиденко, Е. З. Линейная и нелинейная регрессии [Текст] / Е. З. Демиденко. – М.: Финансы и статистика. – 1981. – С. 302.

8. Kukhar, V. V. Producing of elongated forgings with sharpened end by rupture with local heating of the workpiece method / V. V. Kukhar // Metallurgical and Mining Industry. – 2015. – № 6. – P. 122 – 132.

Поступила в редакцию 10.09.2018

Дослідження точності деталей, одержуваних при розділових операціях у переналагоджуваних штампах

Для визначення точнісних можливостей переналагоджуваних штамсів для розділових операцій (пробивання + вирубкування) листового штампування проведено дослідження параметрів точності за допомогою методу випадкового балансу з використанням методу планування експерименту. Отримано аналітичні залежності для визначення значень відхилення розмірів зовнішнього та внутрішнього контурів пробивання і вирубкування листових деталей. За знайденими залежностями можна оцінювати і прогнозувати величину відхилення розмірів отриманої деталі в будь-який момент часу експлуатації штампа. Запропоновано практичні рекомендації щодо розрахунку виконавчих розмірів робочих елементів (пуансон, матриця) переналагоджуваних штамсів.

Ключові слова: точність, листове штампування, пробивання, вирубкування, пуансон, матриця, переналагоджуваний штамп.

Determine of Details Accuracy, Obtained During for Separating Operations in Readjustable Punches

To determine the accuracy of the readjustable punches for separating operations (perforation + punching out) of sheet-metal forming, the accuracy parameters were analyzed using the random balance method using the method of experiment planning. Analytical dependencies are obtained to determine the values of deviation of the outer and inner contour dimensions of perforated and punched out sheet parts. From the dependencies obtained, it is possible to estimate and predict the value of deviation in the dimensions of the resulting part at any time during the operation of the punch. Practical recommendations on the calculation of the actuating dimensions of the working elements (stamping punch, matrix) of readjustable punches are offered.

Key words: accuracy, sheet-metal forming, perforation, punching out, stamping punch, matrix, readjustable punch.

Сведения об авторах:

Фролов Евгений Андреевич – д-р техн. наук, профессор, профессор кафедры технологии машиностроения, Полтавский национальный технический университет им. Ю. Кондратюка, г. Полтава, Украина.

Агарков Виктор Васильевич – канд. техн. наук, зам. директора-нач. лаборатории, Государственное предприятие "Харьковстандартметрология", г. Харьков, Украина.

Кравченко Сергей Иванович – канд. техн. наук, доцент, доцент кафедры технологии машиностроения, Полтавский национальный технический университет им. Ю. Кондратюка, г. Полтава, Украина.

Ясько Станислав Григорьевич – ст. преподаватель кафедры технологии машиностроения, Полтавский национальный технический университет им. Ю. Кондратюка, г. Полтава, Украина.