

STANISŁAW PŁASKA

Politechnika Lubelska

Katedra Automatyzacji

ul. Nadbystrzycka 36, 20-618 Lublin

e-mail: automat@lctt.pol.lublin.pl

## Ocena stopnia zgodności charakterystyk geometrycznych wyprasek wtryskiwanych z poliamidu z wymaganiami technologicznymi

### ESTIMATION OF THE DIMENSIONAL ERROR IN POLYAMIDE MOLDS

**Summary** — Dimensions of PA mold test specimens were measured and the average and variance values were evaluated. Correlations between the dimensional characteristics are given; dispersion estimates (Fig. 1) and average value positions are given (Tables 1—7). The shift in the average value was found to result in low actual process capacity  $C_{pk}$ , even if the technical means evaluated in terms of potential process capacity  $C_p$  were satisfactory.

**Key words:** polyamide molds, quality testing, quality cost.

Koszty wynikające z niezadowolającej jakości oraz związane z działalnością zapobiegającą wytwarzaniu wytworów niespełniających wymogów jakości są nazywane kosztami jakości. Ich wysokość zależy od branży i asortymentu wytwórczego oraz od poziomu jakości wytworów. W niektórych przedsiębiorstwach koszty te sięgają ok. 35%, a niekiedy i 40% sprzedaży [1]. Analizując w jednym z przedsiębiorstw jakość wytworów końcowych ustalono, że liczba wykrywanych braków dochodzi nawet do 2%. W przypadku rocznej skali produkcji 2 000 000 szt. i jednostkowej wartości wytworu 600 zł daje to sumę 24 000 000 zł. Stwierdzoną przyczyną braków były niezgodne z wymaganiami technicznymi wymiary geometryczne wyprasek z poliamidu (PA). Koszt jednej wypraski wynosił 5 zł. Przyjmując 2% niezgodności uzyskaloby się sumę 200 000 zł, co stanowi ok. 0,8% ponoszonych obecnie strat. Na podstawie analizy jakości wyprasek stwierdzono, że ich wadliwość znacznie jednak przekracza 2% i tylko dzięki rozszerzeniu pola tolerancji liczba braków wytworów końcowych nie jest większa.

Przytoczony przykład uzasadnia z pewnością celowość podejmowania działań mających na celu ograniczenie kosztów jakości. Metody zapewniania jakości i analizy koniecznych na ten cel nakładów zostaną przedstawione w oddzielnej publikacji.

Oceny jakości wytworów dokonuje się stosując tzw. wskaźniki zdolności procesu [2]; polega to na obliczeniu, na podstawie próbki testowej, prawdopodobieństwa występowania poszczególnych charakterystyk poza ich polem tolerancji. Krytycznymi charakterystykami jakości są nazywane te cechy wytworów, które decydują o możliwości zaakceptowania jakości gotowego wytworu.

W przypadku wytworów z tworzyw wytwarzanych metodą wtryskiwania zmienne warunki tego procesu —

takie jak np. zmiany składu chemicznego tworzywa i nadmierna wilgotność granulatu, zmiany temperatury formy lub tworzywa, zmiany w poszczególnych cyklach przebiegu ciśnienia docisku lub też prędkości wtrysku oraz czasu docisku — mogą powodować występowanie skurczu wtórnego o zmiennej wartości. W konsekwencji może to prowadzić do rozproszenia wymiarów wyprasek przekraczającego pole tolerancji lub też występowania niecentryczności pomiędzy średnimi wartościami wymiarów poszczególnych partii wyprasek a wartościami nominalnymi. Aby wykluczyć takie sytuacje należy wybrać określoną metodę zapewniania jakości rozpatrywanych wytworów, polegającą na ulokowaniu krytycznych charakterystyk jakości w ich polu tolerancji [2, 3].

### OCENA JAKOŚCI POLIAMIDOWYCH WYPRASEK TYPU PUDEŁKA

Celem pracy jest ukazanie problemu niecentryczności geometrycznych charakterystyk jakości, prowadzącej do powstawania bardzo dużej wadliwości wyprasek [3], której można zapobiec. Rozpatrywane przykładowo charakterystyki jakości przedstawiają wymiary opisujące kształt geometryczny i położenie otworów. Jednocześnie są one charakterystykami krytycznymi [3], ponieważ ich wartości decydują o poprawności montażu wytworu końcowego. W przykładzie tym wypraski były wytwarzane przez dziewięciu różnych poddostawców, a łączna produkcja w skali roku przekraczała dwa miliony sztuk. Wytwarzano dwadzieścia pięć typów wyprasek, których testowanie przeprowadzono wykorzystując komputerowy system nadzorowania dostaw opracowany w Katedrze Automatyzacji Politechniki Lubelskiej.

### REPREZENTATYWNE POBIERANIE PRÓBEK

Problemem związanym z oceną zgodności wyprasek z wymaganiami jest wybór reprezentatywnej próbki testowej. W tej dziedzinie nie zostały jednak opracowane odpowiednie ustalenia branżowe, wymaga się więc na podstawie ogólnych standardów systemu zapewnienia jakości QS 9000 [4], by zdolność procesu wytwarzania wyprasek  $C_{pk}$  [1] była nie mniejsza niż 1,33, co oznacza wadliwość nieprzekraczającą 0,006%. Reprezentacyjną próbkę należy pobrać zgodnie ze stosownym schematem losowania (metodyką pobierania próbek), który prowadzi do otrzymania prób prostych lub złożonych.

Pojemniki zawierały tylko jeden typ wyprasek wytworzonych przez jedną wtryskarkę, co upoważniało do traktowania dostawy jako jednorodnej i zastosowania losowania indywidualnego, nieograniczonego, zależnego. Ten rodzaj losowania polega na wyborze poszczególnych elementów populacji bezpośrednio z całej partii wytworów dostarczonych przez poddostawcę i jest to losowanie bez zwracania, tzn. element wylosowany nie bierze udziału w dalszym losowaniu. Jeżeli przyjmiemy za maksymalny błąd szacunku średniej  $\mu$  wartość  $\Delta$  oraz do oceny wartości średniej przyjmijmy poziom ufności  $u_\alpha$  i jeżeli próbka ma wariancję  $\sigma_0^2$ , to reprezentatywną liczbę badanych elementów  $n$  oblicza się z zależności:

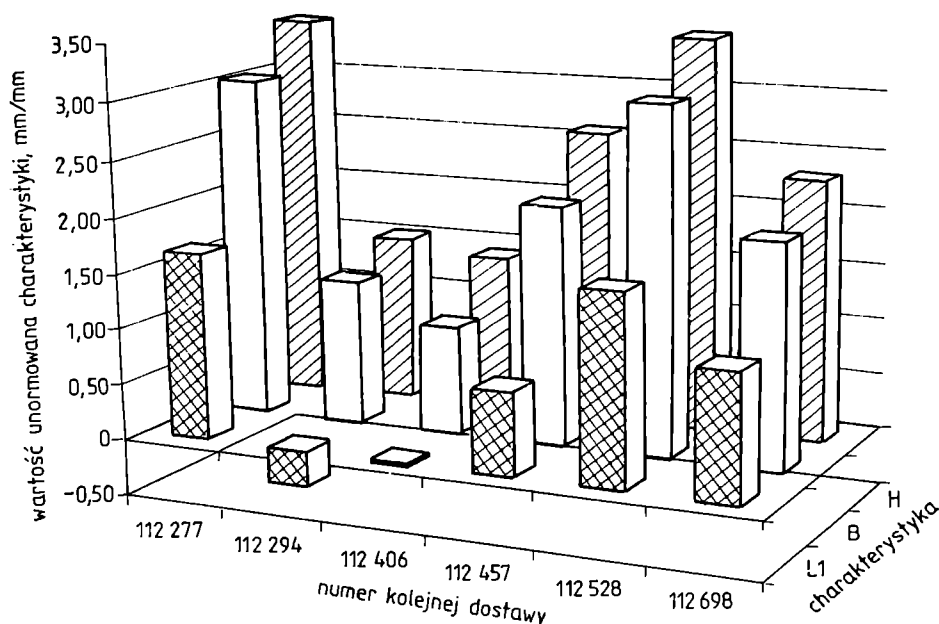
$$n \geq \frac{N}{1 + \frac{N\Delta^2}{u_\alpha^2 \sigma_0^2}} \quad (1)$$

gdzie:  $\Delta$  — maksymalny dopuszczalny błąd szacunku średniej  $\mu$ ,  $N$  — liczba wyprasek w dostawie,  $u_\alpha$  — wartość z tabeli rozkładu  $N(0,1)$  odczytana w odniesieniu do przyjętego poziomu ufności.

W analizowanych partiach wyprasek z PA stwierdzono, że odchylenie standardowe  $\sigma_0$  wynosi ok. 0,1 mm. Osiągnięcie zdolności procesu  $C_{pk} = 1,33$  wymaga, by poziom ufności oceny wartości średniej  $\mu_\alpha$  wynosił nie mniej niż 0,999. Można też przyjąć błąd szacunku średniej  $\Delta$  za porównywalny z dokładnością pomiaru, która wynosiła 0,02 mm. W przypadku takich warunków wartość  $n$  odnosząca się do jednorodnej partii wyprasek o liczności  $N = 1000$  sztuk powinna wynosić nie mniej niż 24 (przyjęto  $n = 25$ ). Liczba 25 pomnożona przez liczbę geometrycznych charakterystyk jakości daje wartość  $6 \times 25 = 150$ , określającą liczbę koniecznych do wykonania pomiarów, co jest dość uciążliwe w praktyce. Dlatego też celowe wydaje się wyjaśnienie, czy taki nakład pracy jest rzeczywiście konieczny do oceny jakości wyprasek.

### MOŻLIWOŚĆ OGRANICZENIA ZAKRESU POMIARÓW OCENIAJĄCYCH ZGODNOŚĆ WYPRASEK Z WYMAGANIAMI

Każda testowana charakterystyka geometryczna określonego typu wyprasek była kształtowana w tej samej formie wtryskowej. Dlatego też wraz ze zmianą warunków procesu wtryskiwania wszystkie charakterystyki geometryczne wypraski powinny ulegać podobnym przesunięciom. Wykazanie słuszności tego twierdzenia pozwoliłoby na zmniejszenie pracochłonności wykonywanych pomiarów, którą można byłoby znacznie ograniczyć przeprowadzając pomiar tylko jednej charakterystyki krytycznej. Tabela 1 zawiera średnie wartości unormowanych odchyłek  $L_1$ ,  $B$  i  $H$  od odpowiednich wartości nominalnych stanowiących charakterystyki geometryczne, a rysunek 1 ilustruje wyniki odpowia-



Rys. 1. Zmiany unormowanej wartości charakterystyk jakości  $L_1$ ,  $B$  oraz  $H$  kolejnych partii wyprasek tego samego typu (wg tabeli 1)

Fig. 1. Standardized quality characteristic values  $L_1$ ,  $B$  and  $H$  in relation to a lot of mold specimens of identical type (cf. Table 1)

**T a b e l a 1.** Wartości unormowania średnich odchyłek wymiaru wyprasek

**T a b l e 1.** Standardization values for average dimensional error in molds

Oznaczenie próbki partii wyprasek dostawy	Wartość unormowana średniej odchyłki charakterystyki od wymiaru nominalnego		
	$L_1$	$B$	$H$
112227	-1,286	5,318	4,053
112294	-0,574	3,088	2,033
112406	-0,047	2,889	3,178
112457	1,008	5,516	3,448
112528	6,152	7,029	10,630
112698	2,776	4,571	5,176

dające tabeli 1; odchyłki zostały obliczone na podstawie pomiarów próbek pobranych z kolejnych partii wyprasek jednego typu.

Dane te wskazują na bardzo istotne korelacje pomiędzy charakterystykami w poszczególnych partiach wyprasek, które to korelacje upoważniają do ograniczenia zakresu oceny; może ona mianowicie obejmować wyłącznie jedną z charakterystyk geometrycznych. Podczas pomiarów należy zwrócić uwagę na stabilizację temperatury otoczenia. Ze względu na stosunkowo znaczną wartość współczynnika rozszerzalności cieplnej PA ( $1,8 \cdot 10^{-4} \text{ }^\circ\text{C}^{-1}$ ), w przypadku rozpatrywanych wyprasek zmiany temperatury o  $10^\circ\text{C}$  powodują przyrosty wymiarów  $\Delta l$  wynoszące ok. 0,3 mm.

### OCENA JAKOŚCI WYPRASEK

Dla kierowników przedsiębiorstw duże znaczenie ma jednoznaczna globalna ocena usytuowania wszystkich charakterystyk jakości wytworu w stosunku do ich pola tolerancji, najlepiej za pomocą jednego liczbowego wskaźnika [1, 5]. Tym uniwersalnym wskaźnikiem, rozpatrywanym oddzielnie w odniesieniu do każdej charakterystyki jakości, jest tzw. wskaźnik zdolności.

Oznaczając niecentryczność charakterystyk  $e$  jako

$$e = |\bar{x} - T| \quad (2)$$

gdzie:  $T$  — cel procesu, czyli wartość nominalna rozpatrywanej charakterystyki jakości (w przypadku tolerancji dwustronnej symetrycznej  $T = \bar{x}$ );  $\bar{x}$  — średnia z testowej próbki rozpatrywanej charakterystyki jakości

otrzymuje się zależność wiążącą zdolność potencjalną  $\hat{C}_p$ , z uzyskaną zdolnością procesu  $\hat{C}_{pk}$  w postaci:

$$\Delta_{pk} = \hat{C}_p - \hat{C}_{pk} = \hat{C}_p \frac{e}{d} \quad (3)$$

przy czym

$$d = (USL - LSL)/2 \quad (4)$$

gdzie:  $USL$ ,  $LSL$  — odpowiednio górna i dolna granica tolerancji rozpatrywanej charakterystyki jakości.

Wskaźnik zdolności jest także określony za pomocą miar równoważnych do podanych (którymi są odległości średniej od granic tolerancji) i nazywanych górnym oraz dolnym wskaźnikiem zdolności:

$$C_{pu} = \frac{USL - \bar{x}}{3\sigma} \quad (5)$$

$$C_{pl} = \frac{\bar{x} - LSL}{3\sigma} \quad (6)$$

gdzie:  $\sigma$  — odchylenie standardowe.

Precyzja oceny jakości procesów za pomocą przedstawionych miar w dużym stopniu zależy od postaci rozkładu opisującego rozproszenie charakterystyk jakości; stanowi to oddzielny problem.

Tabela 2 przedstawia podstawowe statystyki dotyczące charakterystyki jakości oznaczonej przez  $H$ , obliczone na podstawie oceny kolejnych 6 partii wyprasek z PA. Oszacowane odchylenia standardowe  $\hat{\sigma}$  odnoszące się do poszczególnych próbek różnią się. Do wyjaśnienia zróżnicowania odchylenia standardowego posłużył test statystyczny Hartleya ( $H_a$ ). Wyniki zawiera tabela 3.

**T a b e l a 2.** Podstawowe statystyki dotyczące wymiaru  $H$

**T a b l e 2.** Basic statistics concerning dimension  $H$

Statystyki	Oznaczenie próbki partii wyprasek wg tabeli 1					
	112227	112294	112406	112457	112528	112698
Średnia $\bar{H}$	168,8828	168,5460	168,5956	168,7236	168,8828	168,7860
Rozstęp $R$	0,26	0,36	0,34	0,62	0,23	0,31
Odchylenie standardowe $\hat{\sigma}$	0,05568	0,09421	0,08456	0,12312	0,04578	0,06733
Odchylenie standardowe $\hat{\sigma}_R = \bar{R} / d_2$	0,08267					

<sup>\*)</sup>  $n = 25$ ,  $d_2 = 3,931$  (stabelaryzowana wartość statystyczna).

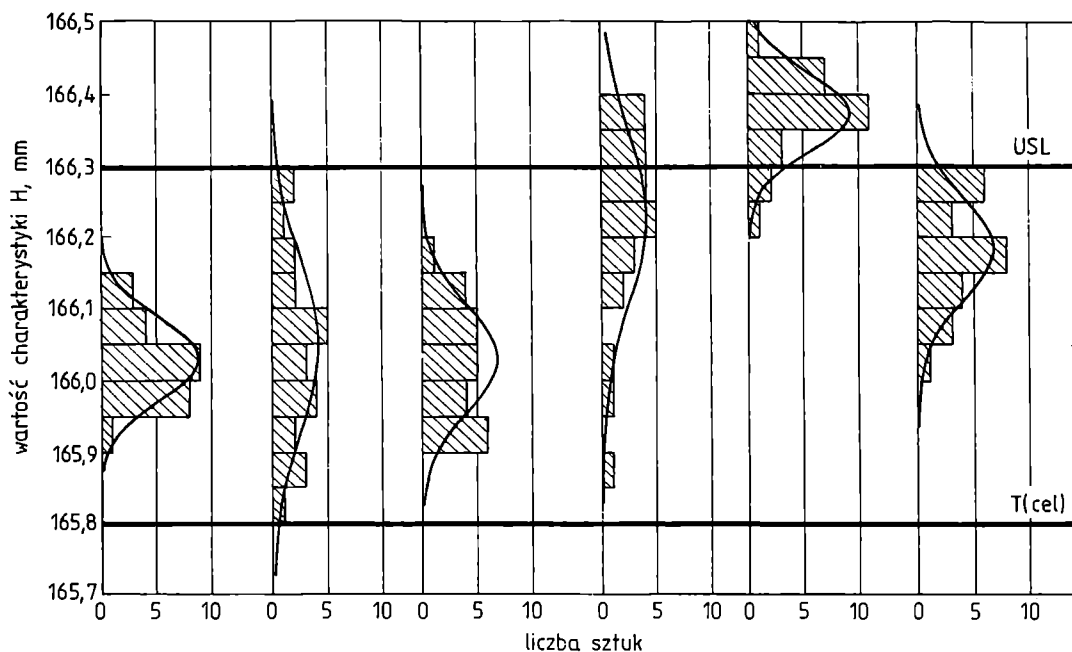
**T a b e l a 3.** Wyniki testu Hartleya ( $H_a$ )

**T a b l e 3.** Hartley test data

Charakterystyka jakości	$L_1$	$B$	$H$
$\hat{\sigma}_{min}$	0,04578	0,04406	0,05355
$\hat{\sigma}_{maks}$	0,12312	0,07009	0,12473
Wartość statystyki	2,689	1,591	2,329
Wartość testu $H_{a_k}$	3,35		

Ponieważ wartości obliczone statystyki  $H_{a_{obl}} = \frac{\hat{\sigma}_{maks}}{\hat{\sigma}_{min}}$

nie należą do zbioru krytycznego, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o równości wariancji poszczególnych partii wyprasek na przyjętym poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ . Zatem  $\hat{\sigma}_1 = \hat{\sigma}_2 = \hat{\sigma}_3 = \hat{\sigma}_4 = \hat{\sigma}_5 = \hat{\sigma}_6 = \hat{\sigma}_R$ .



Rys. 2. Histogramy próbek testowych (kolejnych partii wyprasek tego samego typu wg tabeli 1) charakterystyki jakości oznaczonej przez  $H$

Fig. 2. Quality characteristics  $H$  histograms for test specimens (cf. Table 1)

Wynik ten upoważnia do stosowania w celu oceny jakości również estymatora  $\hat{\sigma}_R$ , obliczonego na podstawie danych z kart kontrolnych [1]. Rysunek 2 przedstawia histogramy oraz przesunięcia (niecentryczności) poszczególnych próbek w odniesieniu do charakterystyki jakości oznaczonej przez  $H$ .

Tabela 4 zawiera wyniki oceny zdolności (dotyczące

T a b e l a 4. Wyniki oceny zdolności dotyczące charakterystyki  $H$   
T a b l e 4. Capacity evaluation data concerning dimension  $H$

Zdolność	Oznaczenie próbki partii wyprasek wg tabeli 1					
	112227	112294	112406	112457	112528	112698
$C_p$	2,94	1,36	2,29	1,34	3,11	2,27
$C_{pl}$	4,30	2,04	3,35	2,49	6,69	4,00
$C_{pu}$	1,58	0,86	1,23	0,18	-0,46	0,53
$C_{pk}$	1,58	0,86	1,23	0,18	-0,46	0,53
niecentryczność $e$	-0,231	-0,254	-0,232	-0,431	-0,574	-0,383

$T = 165,8$ ;  $USL = 166,3$ ;  $LSL = 165,3$ .

charakterystyki  $H$ ) kolejnych omawianych 6 partii wyprasek z PA.

Zdolność potencjalna  $C_p$  oraz uzyskane zdolności  $C_{pu}$  i  $C_{pl}$  w kilku przypadkach różnią się dość znacznie. Powodem tego są niecentryczności  $e$  występujące pomiędzy wartościami średnimi poszczególnych próbek testowych rozpatrywanych charakterystyk jakości a wymiarem nominalnym. Istotność niecentryczności została określona na podstawie jednoczynnikowej analizy wariancji. Wyniki w odniesieniu do charakterystyki jakości  $H$  przedstawiają tabele 5 i 6.

T a b e l a 5. Jednoczynnikowa analiza wariancji dotycząca wymiaru  $H$ <sup>1)</sup>

T a b l e 5. Single-factor variance analysis concerning characteristics  $H$

Oznaczenie próbki wg tabeli 1	Suma	Średnia	Wariancja
112227	4159,36	166,3744	0,002867
112294	4045,26	161,8104	0,004654
112406	4150,79	166,0316	0,005314
112457	4155,77	166,2308	0,015558
112528	4159,36	166,3744	0,002867
112698	4154,58	166,1832	0,005414

<sup>1)</sup>  $n = 25$ .

T a b e l a 6. Wyniki testu  $F$  Snedecora

T a b l e 6. Snedecor's  $F$  test data

Źródło wariancji	Suma kwadratów odchyliń	Liczba stopni swobody	Średnia kwadratów odchyliń	Wartość statystyki $F_{obl}$	Wartość statystyki $F_{kr}$
Pomiędzy grupami	410,6431	5	82,12862		
W obrębie grup	0,880192	144	0,006112	13436,3	2,277041
Razem	411,5233	149			

Ponieważ w przypadku wszystkich charakterystyk jakości  $F_{kr} < F_{obl}$ , to można przyjąć, że przesunięcia średniej różnią się istotnie (z prawdopodobieństwem 95%) i są wyrażone przez niecentryczność  $e$  charakterystyk.

Wynik ten potwierdza test dotyczący odchylenia standardowego. Zatem wytwarzane wypraski mają wprawdzie zadowalające rozproszenie, lecz w poszczególnych dostawach występuje niecentryczność  $e$  dyskwalifikująca nawet 50% wyprasek. Jakość wyprasek można więc znacznie polepszyć eliminując niecentryczność  $e$  charakterystyk; w tym celu należy wprowadzić nadzоровanie statystyczne procesu wtryskiwania.

W przytaczanych przykładach został pominięty etap testowania postaci rozkładu charakterystyk jakości.

**T a b e l a 7.** Relacje pomiędzy liczbą pomiarów  $n$  a obliczoną zdolnością  $C_{pk}$

**T a b l e 7.** Relations between the number of specimens and the calculated process capacity  $C_{pk}$

Całkowita liczba pomiarów, $n$	Wymagana wartość minimalna $C_{pk}$					
	1,00	1,20	1,40	1,60	1,80	2,00
250	1,068	1,279	1,491	1,703	1,915	2,127
200	1,077	1,289	1,502	1,716	1,930	2,143
150	1,089	1,304	1,520	1,735	1,952	2,167
100	1,112	1,331	1,551	1,770	1,990	2,210
50	1,167	1,395	1,625	1,855	2,084	2,314
30	1,229	1,469	1,708	1,949	2,190	2,431
20	1,299	1,551	1,804	2,057	2,311	2,565
18	1,321	1,577	1,835	2,092	2,250	2,608
16	1,349	1,610	1,872	2,136	2,399	2,662
14	1,384	1,652	1,921	2,191	2,461	2,731
12	1,432	1,708	1,986	2,265	2,544	2,823
10	1,500	1,788	2,079	2,371	2,662	2,954
9	1,546	1,843	2,143	2,442	2,743	3,045
8	1,605	1,914	2,225	2,536	2,848	3,161
7	1,685	2,010	2,336	2,662	2,990	3,318
6	1,800	2,147	2,495	2,844	3,193	3,544
5	1,979	2,362	2,744	3,129	3,513	3,900

Tabela 7 dotyczy relacji pomiędzy liczbą badanych elementów  $n$  a obliczoną zdolnością procesu. Zatem, gdy  $n = 25$  i wymagana zdolność  $C_{pk} = 1,33$ , zdolność oszacowana powinna znajdować się w przedziale 1,6—1,7.

Z tabeli 4 wynika, że partie wyprasek o oznaczeniach 112294 i 112457, nawet po usunięciu niecentryczności, tego wymogu nie spełniają; pozostałe partie odpowiadają wymaganiom podanym w tabeli 7.

W praktyce przemysłowej wskaźniki ocen, mimo przedstawionych starań, w pewnym stopniu różnią się. Dlatego też dodatkowo wymagana jest analiza stabilności uzyskiwanych charakterystyk opisujących poszczególne partie wyprasek [6].

#### PODSUMOWANIE

Konsekwencją niepowtarzalnych warunków wtryskiwania (przedyskutowanych w publikacji [7]) był przede wszystkim zmienny skurcz wtórny wyprasek pro-

wadzący do wykraczania charakterystyk geometrycznych poza pole tolerancji. Na podstawie dużych zbiorów obserwacji, obejmujących wytwory o liczności kilku setek tysięcy sztuk dostarczanych przez dziewięciu producentów, stwierdzono, że potencjalna zdolność procesów wtryskiwania  $C_p$  umożliwiały uzyskiwanie wymiarów geometrycznych zgodnych ze specyfikacjami technologicznymi. Zatem, w rozpatrywanych przypadkach, zdolność środków technicznych była wystarczająca do spełnienia wymogów technologicznych. Mimo dużej wartości wskaźnika zdolności  $C_p$ , występowały jednak bardzo liczne przypadki wytwarzania wyprasek o liczbie jednostek niezgodnych przekraczającej nawet 50%. Dodatkowe analizy wykazały, że niepowtarzalność procesu prowadząca do takiego stanu dotyczyła głównie temperatury formy, czasu chłodzenia, czasu docisku, ciśnienia docisku, temperatury tworzywa oraz, w mniejszym stopniu, prędkości wtrysku i wilgotności granulatu. Udział pierwszych pięciu czynników na zmiany wymiarów geometrycznych wyprasek wynosił odpowiednio: ~40%, ~35%, ~14%, ~7% i ~4%. Wynik ten nie może być jednak uogólniony, ponieważ skurcz wtórny wyprasek zależy także od innych czynników, związanych z rodzajem tworzywa, konstrukcją wypraski oraz sterowaniem procesem wtryskiwania. Dla porównania można przeanalizować wyniki zamieszczone w pracach [8] i [9]. Wówczas, gdy wymagana jest znaczna zdolność procesów (np.  $C_{pk} \geq 1,33$ ), do oceny wadliwości konieczne jest pobieranie wielu próbek (25 lub więcej). Zadanie to jest kłopotliwe ze względu na pracochłonność. W przypadku wymiarów geometrycznych pracochłonność może zostać w istotny sposób zmniejszona dzięki ograniczeniu testów do pojedynczych charakterystyk. Do takiego postępowania upoważnia występowanie w analizowanym przypadku korelacji pomiędzy wymiarami geometrycznymi wyprasek. Dodatkowo, bardzo znaczne zmniejszenie pracochłonności oceny wytworów można osiągnąć, stosując wyspecjalizowane systemy informatyczne [6], wymagane także przez normy QS 9000 [4].

Inną potencjalną możliwością zmniejszenia pracochłonności stanowi stosowanie tzw. bootstrapowych metod oceny zdolności [10], w których liczbę ocenianych próbek można ograniczyć nawet do zbiorów 7-elementowych, zachowując jednocześnie wysoki poziom istotności oceny.

W celu uzyskania zdolności procesu  $C_{pk}$  zbliżonej do zdolności potencjalnej  $C_p$  konieczne jest usuwanie lub ograniczenie zakłóceń prowadzących do niecentryczności charakterystyk. Osiągnąć to można stosując nadzоровanie statystyczne wtryskiwania [4, 11]. Wykazana potrzeba nadzorowania procesu wtryskiwania wymaga wyboru istotnych dla danej sytuacji technologicznej nośników informacji, oceny dopuszczalnej ich zmienności (której powinny odpowiadać położenia granic kontrolnych na kartkach monitorujących) oraz stosowania specjalistycznych systemów informatycznych wyposażonych dodatkowo (stosownie do potrzeb) w urządze-

nia pomiarowe, sterujące i wykonawcze. Pociąga to za sobą dodatkowe koszty. Analizy wykazały, że koszty nadzorowania statystycznego odniesione do jednej wypraski nie przekraczają 0,2 zł, natomiast przypadające na jedną wypraskę koszty 100-proc. inspekcji tych samych procesów wtryskiwania i dla takich samych zdolności  $C_{pk}$  przekraczają nawet 3,0 zł.

Wspomniane analizy opierają się na tzw. funkcji strat Taguchiego [5].

#### LITERATURA

1. Montgomery D. C.: „Introduction to Statistical Quality Control”, John Wiley 1991, str. 365—405.
2. Konholm J.: „QS 9000 Procedures, Quality Manual and Operational Procedures”, AQA Co. Los Angeles 1995, str. 117—126; 147—152.
3. Norma PN-EN ISO 8402.
4. „Quality System Assessment (QSA)”, Chrysler Corporation, Ford Motors Corporation 1994.
5. Taguchi G., Elsayed E. A., Hsiang T. C.: „Quality Engineering in Production Systems”, McGraw-Hill 1989, str. 11—37.
6. Bogucki M., Płaska S., Stączek P.: „Metrologia w technikach wytwarzania maszyn”, Materiały konferencyjne, Politechnika Szczecińska 1999, str. 127—133.
7. Płaska S.: *Polimery* 1999, 44, 262.
8. Nitkiewicz Z., Koszkul J., Sobczak R.: „Materiały polimerowe i ich przetwórstwo”, Politechnika Częstochowska, Częstochowa 2000, str. 151—158.
9. Koszkul J., Gnatowski A.: „Materiały polimerowe i ich przetwórstwo”, Politechnika Częstochowska, Częstochowa 2000, str. 104—112.
10. Franklin L. A., Wasserman G. S.: *J. Quality Technol.* 1992, 24, nr 4, 196.
11. Rembold U., Nnaji B. O., Storr A.: „Computer Integrated Manufacturing and Engineering”, Addison-Wesley 1999, str. 572—612.

Otrzymano 13 VII 2000 r.

#### KALENDARZ IMPREZ

**12—14 listopada 2001 r.** Mediolan, Włochy. 3-dniowe seminarium „Hot Melt Adhesives Technology (HMA)”.

Organizator: Technomic Publishing AG, Basel, Szwajczerland.

Dyrektor seminarium: Derek W. Bamborough, Eastman Chemical bv, Middelburg, Netherlands.

Tematyka: jw., dostosowana do klejów topliwych; ponadto: rynek klejów — wielkość rynku i rodzaje klejów; technika preparowania z włączeniem zastosowania plazmy.

Informacje: Technomic Publishing AG, Programme Division, Hutgasse 4, Postfach 801, 4001 Basel, Switzerland. Tel.: +41/61/381 5226, fax: +41/61/381 5259, e-mail: technomic@bluewin.ch; <http://www.techpub.com>.

**19—21 listopada 2001 r.** Bazylea, Szwajcaria. Seminarium nt. tworzyw piankowych: „Thermoplastic Foams — Materials and Technology”.

Organizator: Technomic Publishing AG, Basel, Szwajczerland.

Tematyka: Tworzywa termoplastyczne i termoutwardzalne (ogólny przegląd), historia, stan aktualny i kierunki rozwoju; termoplastyczne tworzywa piankowe — podstawy i mechanizm spieniania; materiały — żywice, porofory, środki pomocnicze; procesy przetwórcze i urządzenia — wyłaczanie (stapianie, mieszanie, chłodzenie, kształtowanie, spienianie), wtryskiwanie (napelnianie, chłodzenie, wypychanie); sieciowanie (mieszanie składników, sieciowanie, spienianie);

właściwości i zastosowania — zależność struktura-właściwości, właściwości izolacyjne; projektowanie właściwości, struktura tworzyw piankowych; formułowanie zestawów surowcowych; mikrokomórkowa budowa tworzyw piankowych i spienianie tworzyw mikrokomórkowych; procesy wytwarzania tworzyw piankowych o małej gęstości; arkusze tworzyw piankowych PS i nie sieciowanych PE i PP, arkusze tworzyw piankowych sieciowanych PE i PP; nowe pianki PP, PET, PU i mieszaniny.

Informacje: Technomic Publishing AG, Programme Division, Hutgasse 4, Postfach 801, 4001 Basel, Switzerland. Tel.: +41/61/381 5226, fax: +41/61/381 5259, e-mail: technomic@bluewin.ch; <http://www.techpub.com>.

**18—20 marca 2002 r.** Meksyk (Mexico-City), Meksyk. „ACHEMAMERICA 2002 — 1<sup>st</sup> International Exhibition and Congress on Chemical Engineering, Environmental Protection and Biology”.

Organizatorzy: DECHEMA — Gesellschaft für Chemische Technik und Biologie e.V. + AIChE — American Institute of Chemical Engineers + IMIQ Instituto Mexicano de Ingenieros Quimicos.

Informacje: DECHEMA, Theodor-Heuss-Allee 25, D-60486 Frankfurt am Main (Dr. Christiana Hirche). Tel.: ++49(0)69/7564-277, fax: ++49(0) 69/7564-272; <http://www.dechema.de> + <http://www.acheamerica.de>

cd. na str. 720