

BADANIA PROCESU SEDYMENTACJI W OSADNIKU Z WYPEŁNIENIEM PŁYTOWYM I PROFILOWYM

Edyta Kujawska

Katedra Aparatury Chemicznej i Procesowej, Politechnika Śląska, Gliwice

1 WPROWADZENIE

Sedymentacja jako proces wydzielania cząstek ciała stałego z fazy ciekłej, ze względu na swój naturalny charakter i korzystne wskaźniki ekonomiczne, jest stosowana od dawna w technologiach utylizacyjnych, w oczyszczaniu wód obiegowych oraz uzdatnianiu wód do celów przemysłowych i komunalnych. Oczekiwana poprawę parametrów pracy, stosowanych w przemyśle osadników konwencjonalnych, tj. zwiększenie zdolności separacyjnej procesu powyżej 90%, redukcję gabarytów urządzenia oraz obniżenie kosztów eksploatacyjnych, uzyskano poprzez zastosowanie wkładów lamelowych oraz wielokanałowych. Dzięki temu osadniki o zmodernizowanej konstrukcji są stosowane w dziedzinach, w których już stosowano technikę sedymentacyjnego oczyszczania, a dzięki większej efektywności wydzielania cząstek drobnych również tam, gdzie tradycyjnie stosowano inne – kosztowniejsze metody separacyjne, np. hydrocyklony, filtry lub wirówki. Jednakże brak dokładnych metod obliczeniowych, zwłaszcza w stosunku do zawiesin polidispersyjnych, występujących w warunkach przemysłowych, ogranicza możliwości ich gwarantowanej aplikacji.

Celem pracy było dokonanie opisu procesu sedymentacji w osadnikach z wypełnieniem spełniających wymogi przemysłowe w zakresie: parametrów technologicznych, procesowych i konstrukcyjnych.

Podjęto próbę jednolitego ujęcia opisu procesowego w przypadku przepływu przeciwnądowego, współnądowego oraz krzyżowego

z myślą o sformułowaniu racjonalnego kryterium wyboru układu przepływowego.

Wyżej sformułowany cel pracy realizowano, weryfikując opisy procesu: uzyskane na podstawie rozwiązań teoretycznych – opartych na rozkładzie prędkości przepływu zawiesiny – oraz empirycznych – opracowanych dla zastępczej średnicy cząstki i posługujące się sprawnościami frakcyjnymi.

2 MODELE PROCESU SEDYMENTACJI

Przeanalizowano różne modele procesu sedymentacji:

– model skuteczności procesowej opracowany w oparciu o jednowymiarowy rozkład prędkości (bez wpływu ścian bocznych). W ramach tego modelu rozważania teoretyczne prowadzą do wniosku, że frakcyjna skuteczność procesu separacyjnego niezależnie od postaci funkcji rozkładu prędkości jest identyczna ze skutecznością obliczaną jak dla przepływu tłokowego i może być zdefiniowana zależnością:

$$\eta_i = \frac{L w_{si}}{2h w_{sr}} = \frac{w_{si}}{w_{sr}} \frac{L}{H} = Hz \quad (1)$$

– model skuteczności separacyjnej, opracowany w oparciu o rozkład prędkości w kanale prostokątnym (z uwzględnieniem wpływu ścian bocznych). Analizując tor ruchu cząstki, wyznaczano efektywną powierzchnię przepływu separowanych cząstek na wlocie do kanału. Zakładając wyrównane stężenie na wlocie do kanałów, skuteczność separacji określano jako stosunek natężenia strumienia

przepływającego przez tę powierzchnię do całkowitego natężenia przepływu, a obliczenia realizuje się dla zależności:

$$\eta = ST \sum_{i=1}^6 C_i (y_{o_i} + h) \tag{2}$$

$$\cdot \sum_{j=1}^6 C_j \sum_{n=1,3,5}^{\infty} \frac{1}{n^3} (-1)^{\frac{(n-1)}{2}} \left[1 - \frac{\cosh \frac{n\pi y_{ij}}{2b}}{\cosh \frac{n\pi h}{2b}} \right] \cos \frac{n\pi z_i}{2b}$$

– model z zastosowaniem teorii podobieństwa [1, 2]. Rozważając przypadek sedymentacji zawiesiny polidispersyjnej w prostokątnym kanale przepływowym, w oparciu o analizę wymiarową wg teorematu Buckinghama, wyprowadzono empiryczne równania korelacyjne opisujące model skuteczności procesowej w postaci:

$$\eta = 1 - \exp(-Mo) \tag{3}$$

gdzie:

$$Mo = x_1 \cdot Re^{x_2} \cdot Fr^{x_3} \cdot \left(\frac{\Delta\rho}{\rho_c}\right)^{x_4} \cdot \left(\frac{B}{d_z}\right)^{x_5} \tag{4}$$

$$\cdot \left(\frac{h_s}{d_z}\right)^{x_6} \cdot \left(\frac{n}{n_o}\right)^{x_7} \cdot \left(\frac{L \cdot \cos\alpha}{h}\right)^{x_8}$$

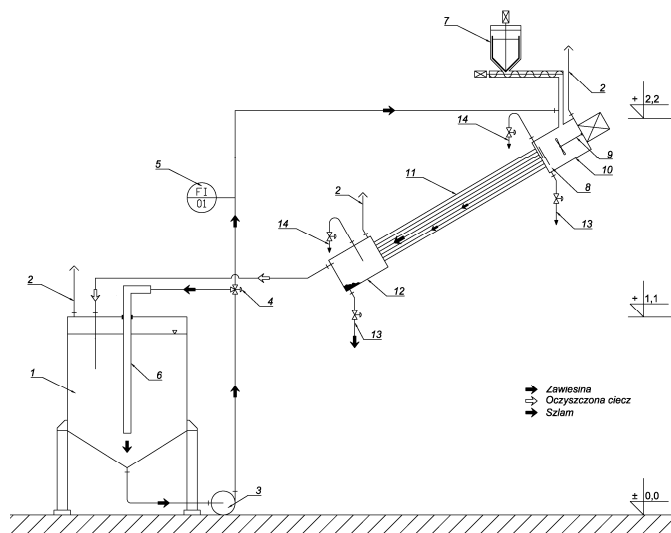
Obliczenia przeprowadzono, bazując na zastępczej średnicy ziarna oraz w oparciu o frakcyjne skuteczności sedymentacyjne, obliczane na podstawie rozkładu uziarnienia uzyskanego dla każdego z materiałów testowych na drodze laserowej analizy ziarnowej.

Wartości stałej x_1 oraz wykładników równania korelacyjnego $x_2...x_8$ określono na drodze doświadczalnej na podstawie przeprowadzonego cyklu badań.

3 OPIS BADAŃ

Badania procesu sedymentacji przeprowadzono na trzech różnych instalacjach zawierających: półtechniczny przeciwprądowy osadnik płytowy, laboratoryjny osadnik przepływowy z wypełnieniem wielokanałowym-profilowym, pracującym w układzie: przeciwprądowym, współprądowym (rys. 1) i krzyżowym oraz instalacji zawierającej półtechniczny osadnik płytowy o przepływie krzyżowym.

Pomiary objęły wodne zawiesiny materiałów ziarnistych-polidispersyjnych, o różnych właściwościach fizykalnych. W badaniach zastosowano szeroki zakres zmienności parametrów procesowych i konstrukcyjnych, obejmujących warunki przemysłowe.



Rys. 1. Schemat instalacji laboratoryjnej do badania procesu sedymentacji w układzie współprądowym.

4 OPRACOWANIE WYNIKÓW BADAŃ

W wyniku realizacji programu badawczego uzyskano bazę danych zawierającą blisko 1000 punktów pomiarowych. Stanowiła ona podstawę rachunku estymacyjnego, zastosowanego do poszczególnych wariantowych ujęć procesowych (równ. 1, 2, 4).

W pracy zostanie przedstawiona procedura estymacyjna równania korelacyjnego (równ. 4), charakteryzującego proces sedymentacji w modelu skuteczności separacyjnej:

$$Mo = x_1 \cdot Re^{x_2} \cdot Fr^{x_3} \cdot \left(\frac{\Delta\rho}{\rho_c}\right)^{x_4} \cdot \left(\frac{B}{d_z}\right)^{x_5} \cdot \left(\frac{h_s}{d_z}\right)^{x_6} \cdot \left(\frac{n}{n_o}\right)^{x_7} \cdot \left(\frac{L \cdot \cos\alpha}{h}\right)^{x_8}$$

Wartości stałej x_1 i estymatorów $x_2...x_8$ powyższego równania aproksymacyjnego wyznaczono za pomocą regresji wielorakiej, stanowiącej moduł programu *STATISTICA*, [3, 4, 5] metodą najmniejszych kwadratów, po uprzedniej linearyzacji równania poprzez logarytmowanie:

$$\ln Mo = \ln x_1 + x_2 \ln Re + x_3 \ln Fr + x_4 \ln \left(\frac{\Delta \rho}{\rho_c} \right) + x_5 \ln \left(\frac{B}{d_z} \right) + x_6 \ln \left(\frac{h_s}{d_z} \right) + x_7 \ln \left(\frac{n}{n_0} \right) + x_8 \ln \left(\frac{L \cdot \cos \alpha}{h} \right) \quad (5)$$

Równanie modelu regresji wielorakiej ma postać:

$$y = b_0 + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_k \cdot x_k + \varepsilon \quad (6)$$

gdzie:

b_i – parametry modelu (współczynniki regresji, estymatory najmniejszych kwadratów współczynników x_i),

ε – składnik losowy [6].

Współczynniki b_i wyliczono, stosując metodę najmniejszych kwadratów, jednak aby one istniały i były efektywne oraz nieobciążone, musi być spełniony szereg założeń.

- 1 Model jest liniowy względem parametrów.
- 2 Zmienne niezależne są nielosowe, a ich wartości w próbie są ustalonymi liczbami – warunek identyfikacji.
- 3 Liczba obserwacji „n” musi być większa od liczby oszacowanych parametrów „k”, tj. $n > k + 1$.
- 4 Żadna ze zmiennych niezależnych nie jest kombinacją innych zmiennych niezależnych.
- 5 Składnik losowy ε_i ma wartość oczekiwaną ($E(\varepsilon_i) = 0$ dla wszystkich $i = 1, 2, \dots, n$).
- 6 Wariancja σ składnika losowego jest taka sama dla wszystkich obserwacji – homoscedastyczność modelu.
- 7 Składniki losowe (k) są nieskorelowane ze sobą.
- 8 Każdy ze składników losowych ma rozkład normalny [7].

Analiza regresji wielorakiej zostanie zaprezentowana dla zbioru punktów, uzyskanych dla układu przeciwpądowego z wypełnieniem płytowym oraz profilowym [8, 9]. Baza danych obejmuje 461 punktów pomiarowych. Obliczenia przeprowadzono dla pełnej postaci równania korelacyjnego, tzn. zawierającego wyraz wolny różny od zera:

$$b_0 = \ln x_1 \neq 0 \quad (7)$$

uzyskując liniową funkcję regresji:

$$\ln Mo = 0,998 - 0,074 \ln Re - 0,198 \ln Fr + 0,004 \ln \left(\frac{\Delta \rho}{\rho_c} \right) + 0,217 \ln \left(\frac{B}{d_z} \right) - 0,321 \ln \left(\frac{h_s}{d_z} \right) - 0,006 \ln \left(\frac{n}{n_0} \right) + 0,111 \ln \left(\frac{L \cdot \cos \alpha}{h} \right) \quad (8)$$

W celu określenia precyzji uzyskanych estymatorów posłużono się rachunkiem błędu [10-12], wyznaczając:

– Błąd standardowy estymacji S_e zdefiniowany jako:

$$S_e = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n e_i}{n-2}} \quad (9)$$

– Współczynnik determinacji R^2 – który określa, jaka część ogólnej zmienności zmiennej zależnej jest wyjaśniona przez regresję liniową [4]:

$$R^2 = \frac{\text{wyjaśniona suma kwadratów}}{\text{całkowita suma kwadratów}} \quad (10)$$

– Średni błąd względny równania δ liczony jako [10]:

$$\delta = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{|y_i - y_0|}{y_0}}{n} \quad (11)$$

– Odchylenie standardowe równania σ [11]:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - y_0)^2}{n-m}} \quad (12)$$

gdzie:

e_i – różnica między wartościami zmierzonymi zmiennej niezależnej y_i a wartościami y_0 wyliczonymi z opracowanego równania kryterialnego: $e_i = |y_i - y_0|$,

n – liczba danych eksperymentalnych,

m – liczba wyznaczanych wielkości.

W tabeli 1 zestawiono wyniki przeprowadzonej analizy dla równania (5):

– Współczynnik β – znormalizowany parametr równania dla poszczególnych zmiennych niezależnych, równanie modelowe przyjmuje wtedy postać:

$$\frac{y_i - \bar{y}}{s_Y} = \beta \cdot \frac{x_i - \bar{x}}{s_X} + e_i \quad (13)$$

gdzie:

\bar{y} – średnia arytmetyczna wartości zmiennej zależnej,

s_y – odchylenie standardowe zmiennej zależnej,

\bar{x} – średnia arytmetyczna wartości zmiennej niezależnej,

s_x – odchylenie standardowe zmiennej niezależnej.

- Błędy standardowe współczynników β .
- Współczynniki regresji b .
- Błędy standardowe współczynników regresji b .
- Iloraz parametru b i jego średniego błędu szacunku – f .
- Poziom ufności p otrzymanych wartości współczynników regresji.

Tabela 1. Wyniki analizy regresji zmiennej zależnej Mo dla równania (5).

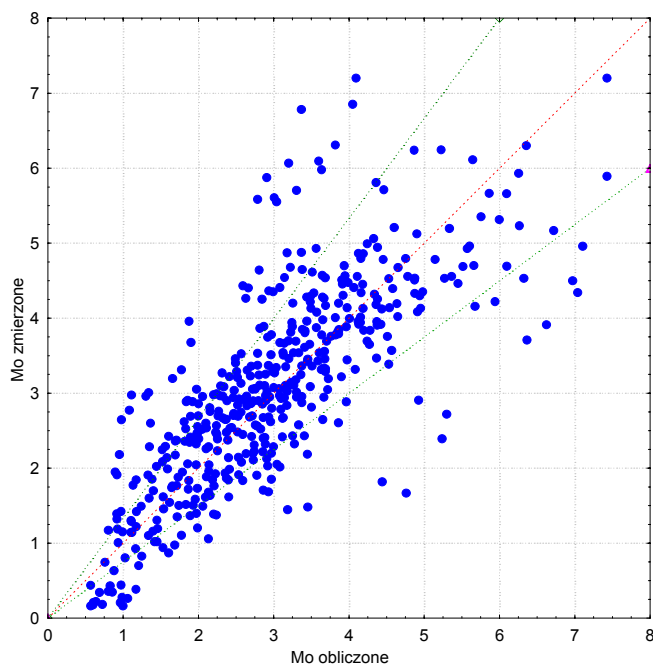
Parametr	Wsp. β	Błąd stand. β	Estymator b	Błąd stand. b	f	Poziom p
$\ln x_1$			-0,002	0,496	-0,004	0,996
$\ln Re$	-0,337	0,068	-0,074	0,015	-4,913	0,000
$\ln Fr$	-0,579	0,031	-0,198	0,011	-18,365	0,000
$\ln (\Delta\rho/\rho_c)$	0,002	0,027	0,004	0,049	0,091	0,927
$\ln (B/d_z)$	0,463	0,051	0,217	0,024	9,118	0,000
$\ln (h/d_z)$	-0,491	0,058	-0,321	0,038	-8,392	0,000
$\ln (n/n_0)$	-0,002	0,028	-0,006	0,108	-0,061	0,951
$\ln (L\cos\alpha/h)$	0,102	0,045	0,111	0,049	2,257	0,024

Wartości statystyki t-Studenta dla poziomu istotności 0,05 prowadzą do stwierdzenia braku istotnego wpływu – zarówno wyrazu wolnego, jak i modułów $(\Delta\rho/\rho_c)$ i (n/n_0) , w związku z tym powinny być wykluczone z równania korelacyjnego.

Błąd standardowy estymacji wynosi $S_e = 0,345$, współczynnik determinacji $R^2 = 0,68$, średni błąd względny równania $\delta = \pm 25,08\%$, odchylenie standardowe $\sigma = \pm 0,128$.

Porównanie wartości liczby Mo_{obl} obliczonej z równania (8) z wartościami eksperymentalnymi Mo_{zm} przedstawiono na rys. 2.

Równanie (8) nie dało dobrego dopasowania, o czym świadczą zarówno parametry regresji, jak i szeroki pas rozrzutu punktów na wykresie – rys. 2. Fakt ten uzasadnia potrzebę modyfikacji równania korelacyjnego.



Rys. 2. Porównanie wartości liczby Mo obliczonej według równania (8) i zmierzonej.

Moduły pierwotne przekształcono w moduły kompleksowe, mające jednoznaczny sens i interpretację fizyczną. Opracowano ostatecznie empiryczne równanie korelacyjne w postaci:

$$Mo = x_1 \cdot Ar^{x_2} \cdot Fr^{x_3} \cdot \left(\frac{B}{h}\right)^{x_4} \cdot \left(\frac{n}{n_0}\right)^{x_5} \cdot \left(\frac{L \cdot \cos\alpha}{h}\right)^{x_6} \quad (14)$$

W skład równania weszły:

- liczba Archimedeasa (Ar) – opisująca wpływ sił; bezwładności i ciężkości, a także siły wyporu i oporu ośrodka wywieranych na cząstkę opadającą w strudze cieczy,
- liczba Froude'a (Fr) – charakteryzująca stosunek siły bezwładności do siły ciężkości działającej na cząstkę,
- simpleks (B/h) – przedstawiający wpływ względnej szerokości kanału przepływowego na skuteczność opadania cząstek,
- simpleks (n/n_0) – określający wpływ dystrybuanty rozkładu ziarnowego (n) w stosunku do dystrybuanty standardowej (n_0), przyjętej jako $n_0 = 1,0$,
- simpleks $(L \cdot \cos\alpha/h)$ określający stosunek powierzchni osadcej do czynnej powierzchni przepływowej.

Równanie to wykorzystano do ponownego opracowania wyników badań dla układu przeciwnopływowego.

Dla zlogarytmowanej postaci równania (14):

$$\ln Mo = \ln x_1 + x_2 \ln Ar + x_3 \ln Fr + x_4 \ln \left(\frac{B}{h} \right) + x_5 \ln \left(\frac{n}{n_0} \right) + x_6 \ln \left(\frac{L \cdot \cos \alpha}{h} \right) \quad (15)$$

otrzymano funkcję regresji o postaci:

$$\ln Mo = -0,949 - 0,042 \ln Ar - 0,213 \ln Fr + 0,301 \ln \left(\frac{B}{h} \right) - 0,078 \ln \left(\frac{n}{n_0} \right) + 0,176 \ln \left(\frac{L \cdot \cos \alpha}{h} \right) \quad (16)$$

a wyniki przeprowadzonej analizy zestawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki analizy regresji zmiennej zależnej Mo dla równania (16).

Parametr	Wsp. β	Błąd stand. β	Estymator b	Błąd stand. b	f	Poziom p
$\ln x_1$			-0,949	0,118	-8,037	0,000
$\ln Ar$	-0,178	0,033	-0,042	0,008	-5,442	0,000
$\ln Fr$	-0,621	0,032	-0,213	0,011	-19,465	0,000
$\ln (B/h)$	0,522	0,028	0,301	0,016	18,455	0,000
$\ln (n/n_0)$	-0,021	0,028	-0,078	0,108	-0,724	0,469
$\ln (L \cos \alpha / h)$	0,162	0,027	0,176	0,029	5,885	0,000

Błąd standardowy estymacji wynosi $S_e = 0,352$, współczynnik determinacji $R^2 = 0,664$, średni błąd względny $\delta = \pm 25,02\%$, odchylenie standardowe $\sigma = \pm 0,127$.

Przeprowadzony test istotności dla $p = 0,05$ wykazał, że inwariant (n/n_0) nie jest istotny i powinien być wykluczony z dalszej analizy. Zatem ostatecznie opracowano równania korelacyjne dla materiałów o wartości wykładnika dystrybuanty $n \leq 2,3$ (obszar badań) z pominięciem inwariantu (n/n_0) :

$$\ln Mo = -1,071 - 0,0413 \ln Ar - 0,249 \ln Fr + 0,305 \ln \left(\frac{B}{h} \right) + 0,164 \ln \left(\frac{L \cdot \cos \alpha}{h} \right) \quad (17)$$

Wyniki przeprowadzonej analizy regresji przedstawia tabela 3.

Błąd standardowy estymacji wynosi $S_e = 0,299$, współczynnik determinacji $R^2 = 0,756$, średni błąd względny $\delta = \pm 21,03\%$, odchylenie standardowe $\sigma = \pm 0,107$.

Analiza wyników regresji wielorakiej przedstawiona w tabeli 3 prowadzi do odrzucenia hipotezy zerowej $H_0: b_i = 0$, świadczącej o braku wpływu któregośkolwiek parametru na wartość liczby Mo. Porównanie wpływu poszczególnych

modułów na podstawie analizy wartości współczynników korelacji β sugeruje, iż największy wpływ na zmienną zależną $\ln Mo$ wywiera liczba $\ln Fr$, dla której $|\beta| = 0,679$ i kolejno zmienna $\ln(B/h)$ – o współczynniku $|\beta| = 0,525$, zmienna $\ln(Ar)$ – $|\beta| = 0,172$ i $\ln(L \cos \alpha / h)$ – dla której $|\beta| = 0,153$.

Tabela 3. Wyniki analizy regresji dla zmiennej zależnej Mo według równania (17).

Parametr	Wsp. β	Błąd stand. β	Estymator b	Błąd stand. b	f	Poziom p
$\ln x_1$			-1,071	0,097	-10,994	0,000
$\ln Ar$	-0,172	0,029	-0,0413	0,007	-5,985	0,000
$\ln Fr$	-0,679	0,029	-0,249	0,0106	-23,544	0,000
$\ln (B/h)$	0,525	0,026	0,305	0,015	20,505	0,000
$\ln (L \cos \alpha / h)$	0,153	0,025	0,164	0,026	6,182	0,000

Jak widać, w przypadku zmiennej $\ln Ar$ wartość estymatora powoduje niewielką zmianę wartości zmiennej zależnej, choć siła powiązania tych dwóch zmiennych jest istotna.

Stopień powiązania poszczególnych modułów interpretują również współczynniki korelacji cząstkowej i semicząstkowej, których wartości zestawiono w tabeli 4.

Tabela 4. Wartości współczynników korelacji cząstkowej i semicząstkowej równania (17).

Parametr	Wsp. korelacji cząstkowej	Wsp. korelacji semicząstkowej	F	Poziom p
$\ln Ar$	-0,286	-0,147	-5,985	0,000
$\ln Fr$	-0,761	-0,579	-23,544	0,000
$\ln(B/h)$	0,715	0,505	20,505	0,000
$\ln(L \cos \alpha / h)$	0,294	0,152	6,182	0,000

Z wartości tych wynika, że największy współczynnik korelacji cząstkowej występuje dla zmiennej $\ln Fr$ (-0,761) oraz dla zmiennej $\ln(B/h)$ (0,715). Zmienne te samodzielnie wyjaśniają odpowiednio prawie 33,5% i 25,5% wariacji zmiennej zależnej, po wyłączeniu wpływu innych zmiennych niezależnych.

Współczynnik determinacji opracowanego równania empirycznego (17): $R^2 = 0,756$ świadczy, że model wyjaśnia 75,6% zaobserwowanej zmienności, a nie wyjaśnia tylko 24,4% zmienności. Uzyskane wyniki pozwalają na odrzucenie równoważnych hipotez zerowych, negujących istotność estymatorów równania i jego

liniowość, a także zakładających zerową wartość współczynnika determinacji:

$$H_0: b_i = 0$$

$$H_0: R^2 = 0$$

$$H_0: b_1x_1 + b_2x_2 + \dots = 0.$$

4.1 Weryfikacja założeń metody najmniejszych kwadratów.

1 Reszty modelu mają rozkład normalny.

Zarówno histogram reszt (rys. 3) jak i normalny wykres prawdopodobieństwa (rys. 4) potwierdzają normalność rozkładu reszt.

2 Składniki losowe są nieskorelowane, czyli są od siebie niezależne.

Weryfikację tego założenia przeprowadzono za pomocą testu Durбина-Watsona o postaci:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \tag{18}$$

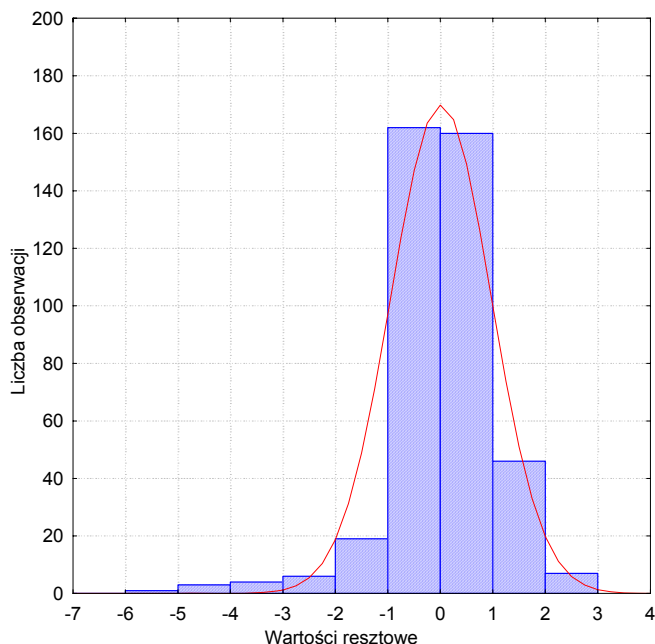
gdzie:

e_t – reszty modelu,

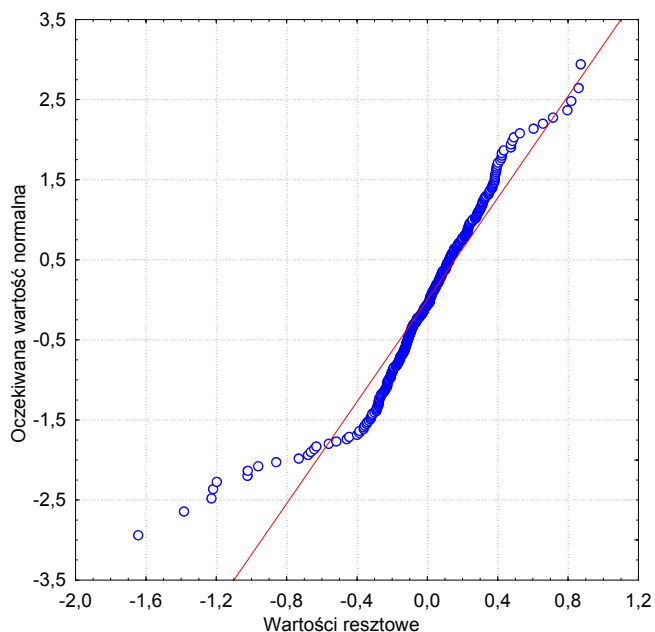
n – liczność próby.

Otrzymano wartość $d = 1,043$, wskazującą na brak autokorelacji reszt.

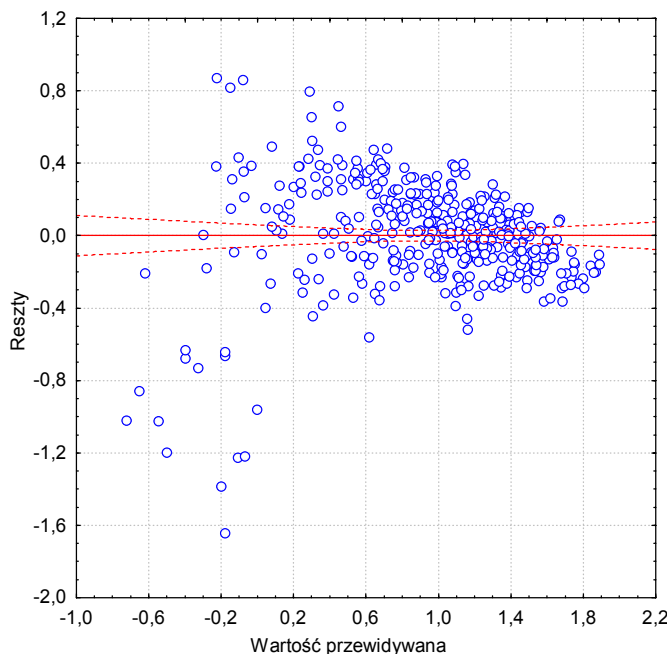
3 Wariancja składnika losowego jest taka sama dla wszystkich obserwacji – założenie o homoscedastyczności modelu.



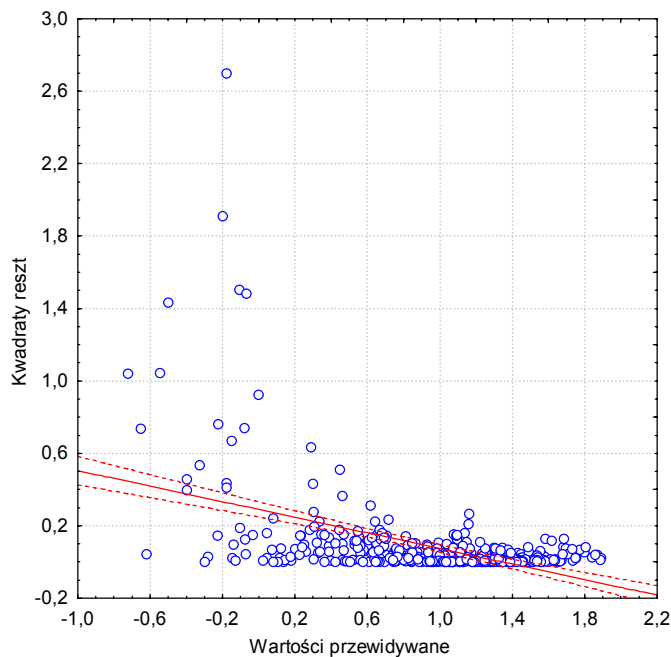
Rys. 3. Histogram reszt modelu regresji wielorakiej.



Rys. 4. Normalny wykres prawdopodobieństwa reszt modelu regresji wielorakiej.



Rys. 5. Wykres rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych.



Rys. 6. Wykres rozrzutu wartości przewidywanych względem kwadratów wartości resztowych.

– układ przeciwprowądowy

$$\eta = 1 - \exp\left(-0,383 \cdot Ar^{-0,087} \cdot Fr^{-0,249} \cdot \left(\frac{B}{h}\right)^{0,305} \cdot \left(\frac{L \cdot \cos\alpha}{h}\right)^{0,164}\right) \quad (19)$$

– układ współprowądowy

$$\eta = 1 - \exp\left(-3,532 \cdot Ar^{0,088} \cdot Fr^{-0,078} \cdot \left(\frac{B}{h}\right)^{0,135} \cdot \left(\frac{L \cdot \cos\alpha}{h}\right)^{-0,074}\right) \quad (20)$$

– układ krzyżowy

$$\eta = 1 - \exp\left(-2,37 \cdot Ar^{0,096} \cdot Fr^{-0,07} \cdot \left(\frac{B}{h}\right)^{-0,096} \cdot \left(\frac{L \cdot \cos\alpha}{h}\right)^{0,099}\right) \quad (21)$$

W przypadku obliczeń z wykorzystaniem wariantów teoretycznych oraz z uwzględnieniem skuteczności frakcyjnej opracowano autorski program korelujący w języku C++. Program ten daje podstawę do obliczania klasyfikatorów ziarnowych typu lamelowego, gdyż istnieje możliwość obliczania przepływowych i geometrycznych parametrów poszczególnych stref z uwzględnieniem wydzielania określonej frakcji. W wyniku obszernej analizy porównawczej modeli procesowych, prezentowanych w literaturze – zwykle w oparciu o badania fragmentaryczne, ustalono że najlepszą zgodność dla dużego obszaru aplikacyjnego daje model skuteczności procesowej, zawierający funkcjny

Na podstawie wykresu zależności wartości przewidywanej od wartości resztowych (rys. 5) ustalono, że założenie o stałości wariancji reszty jest spełnione wobec chaotycznego rozrzutu punktów – świadczącego o braku wyraźnej tendencji wzrostu lub spadku wariancji reszt.

4 Model jest liniowy względem parametrów.

O spełnieniu tego założenia świadczy rozkład punktów na wykresie (rys. 6), gdyż tworzą one zbiór bez charakterystycznego układu punktów.

W efekcie przeprowadzonej analizy statystyczno-wyrównawczej uzyskano dla poszczególnych układów hydraulicznych empiryczne równania:

opis procesu ujęty oryginalnym równaniem kryterialnym (rów. 19-21). Opracowany model skuteczności procesowej oraz empiryczne równania kryterialne z dużą dokładnością odwzorowują przebieg procesu sedymentacji w trzech charakterystycznych reżimach.

Równania te umożliwiają zatem uwzględnienie specyficznych cech, takich jak: polidyspersyjny charakter zawiesiny o rozkładzie bimodalnym, wpływ inwariantów geometrycznych i wybór optymalnego reżimu przepływowego w zależności od typu zawiesiny.

Na podstawie opracowanych równań i algorytmów projektowych zdefiniowano także kryteria doboru układu hydraulicznego:

- układu przeciwprądowego do rozdziału zawieszin o dużym stężeniu ciała stałego, tworzącego osady o znacznej grubości oraz z uwagi na górny odbiór cieczy oczyszczonej;
- układu współprądowego w przypadku zawieszin o niewielkiej koncentracji oraz cząstek o znacznej gęstości, co sprzyja stabilnemu zsuwaniu się osadu i ogranicza zakłócenia związane z reemisją osadu;
- układu krzyżowego do klasyfikacji zawieszin materiałów o zróżnicowanych frakcjach ziarnowych z zastosowaniem płyt krótkich.

Wyniki pracy wykorzystano do zaprojektowania i wdrożenia pierwszego w polskim koksownictwie osadnika płytowego, przeciwprądowego do oczyszczania wód po wyjściu z wieży gaszenia koksu w Zakładach Koksowniczych „Zdzieszowice”. Zastosowanie tego typu osadnika umożliwiło odzysk (skuteczności frakcyjne kształtują się w przedziale 97-99%) z cyrkulujących wód pogaśniczych również bardzo drobnych frakcji ziarnowych koksy, stanowiącego poszukiwany w procesach ochrony środowiska sorbent metali ciężkich, wielopierścieniowych węglowodorów aromatycznych (WWA) i innych zanieczyszczeń znajdujących się w ściekach, czy też gazach odlotowych (dioksyny) i odpadach stałych. Odzyskiwany koksyk jest również cennym komponentem surogatów paliwowych zawierających różne rodzaje palnych odpadów produkcyjnych i odtwarzalnych bioproduktów.

Zastosowanie oryginalnego, wysokosprawnego osadnika w zamkniętym obiegu wód gaśniczych koksu (o szczytowej wydajności ok. 900 m³/h), wpłynęło też istotnie na obniżenie emisji pyłu, która kształtuje się na poziomie do 20 g/t suchego wsadu węglowego, co stanowi rezultat znacznie lepszy od standardów ochrony środowiska osiągalnych w innych krajach świata.

Dzięki opracowanej uniwersalnej metodyce projektowej, osadnik z ukośnym wypełnieniem płytowym zastosowano również w procesie:

- odszmalania gazu koksowniczego w aparatach hybrydowych,
- koagulacyjnego odszmalania wód obiegowych w koksowniach, co wyeliminowało ekologicznie niebezpieczną benzolową metodę ekstrakcyjną,
- eliminacji nierozpuszczonych cząstek sody w procesie przygotowania roztworu do chemisorpcji resztkowych tlenków azotu w linii kwasu azotowego.

5 WNIOSKI

Przeprowadzone badania upoważniają do stwierdzenia, że:

- ◆ Do celów projektowych godne polecenia są empiryczne równania korelacyjne. Niezależnie od tego, czy obliczenia przeprowadzane są według zależności bazującej na zastępczej średnicy ziarna, czy też korzysta się z metody frakcyjnej, uzyskuje się zależności o podobnej zgodności skorelowania.
- ◆ Analiza otrzymanych wykładników wskazuje na odmienny wpływ niektórych modułów w różnych reżimach hydraulicznych, co przemawia za stosowaniem modelu bazującego na równaniu kryterialnym, odwołującym się do weryfikacji doświadczalnej. Odmienny charakter simpleksu względnej szerokości kanału (b/h) wpływający na skuteczność procesową w dodatniej potędze dla przeciwprądu (0,305) i współprądu (0,135), a w ujemnej dla przepływu krzyżowego (-0,091), wiąże się z zsuwaniem wydzielanego osadu wzdłuż szerokości płyt b i wystąpieniem reemisji osadu.
- ◆ Analiza wykładników simpleksów geometrycznych sugeruje stosowanie:
 - układu przeciwprądowego do rozdziału zawieszin o dużym stężeniu ciała stałego, tworzącego osady o znacznej grubości, z uwagi na górny odbiór cieczy oczyszczonej;
 - układu współprądowego w przypadku zawieszin o niewielkiej koncentracji oraz cząstek o znacznej gęstości, co sprzyja stabilnemu zsuwaniu się osadu i ogranicza zakłócenia związane z reemisją osadu;
 - układu krzyżowego do klasyfikacji zawieszin materiałów o zróżnicowanych frakcjach ziarnowych z zastosowaniem płyt krótkich.

Reasumując, można stwierdzić, że opracowany model skuteczności procesowej oraz empiryczne równania kryterialne, zweryfikowane w oparciu o ok. 1000 punktów pomiarowych, wykazują cechy uniwersalne i z dużą dokładnością odwzorowują przebieg procesu sedymentacji w trzech charakterystycznych reżimach.

Równania te, w odróżnieniu od modeli teoretycznych, umożliwiają uwzględnienie specyficznych cech, takich jak: polidispersyjny charakter zawiesziny o rozkładzie bimodalnym, wpływ inwariantów geometrycznych i wybór układu przepływowego w zależności od typu zawiesziny.

Opracowane równania, w wersji uwzględniającej skuteczność frakcyjną, umożliwiają projektowanie i optymalizację wymiarów osadnika jedno lub dwustopniowego, a także klasyfikatorów ziarnowych.

6 SPIS OZNACZEŃ

- η – skuteczność procesu separacji,
 n_0 – wartość standardowa wykładnika, dystrybuanty rozkładu ziarnowego,
 w_{si} – prędkość opadania określonej frakcji ziaren [m/s],
 α – kąt pochylenia układu osadczego [°],
 B – szerokość kanału przepływowego [m],
 L – długość płyty [m]

Moduły podobieństwa (liczby kryterialne):

- liczba Margulesa: $Mo = \left(\frac{k}{w_o} \right)$
- liczba Reynoldsa: $Re = \frac{w_o \cdot d_z \cdot \rho_c}{\eta}$
- liczba Archimedesesa: $Ar = \frac{g \cdot d_z^3 \cdot \rho_c (\rho_s - \rho_c)}{\eta_c^2}$
- liczba Froude'a: $Fr = \frac{w_o^2}{g \cdot d_z}$

simpleks gęstości [$\Delta\rho/\rho_c$],

simpleks względnej szerokości kanału [B/h],

simpleks wymiarów geometrycznych [$L\cos\alpha/h$],

simpleks rozkładu ziarnowego zawiesiny [n/n_0].

BIBLIGRAFIA

- 1) Bretsznajder S. (1956) *Zagadnienia projektowania procesów przemysłu chemicznego. Tom I. Matematyczne i matematyczno-fizyczne metody projektowania*. Warszawa: PWT.
- 2) Orzechowski Z. (1978) *Przepływy dwufazowe*. Warszawa: PWN.
- 3) *STATISTICA PL.* (1997) *Ogólne konwencje i statystyki. Tom I*. Kraków: Statsoft.
- 4) Stanisław A. (1998). *Przystępny kurs statystyki. Tom I i II*. Kraków: Statsoft.
- 5) (2000) *Zastosowania metod statystycznych w badaniach naukowych*. Kraków: Statsoft.
- 6) Gajek L., Kałuszka M. (2000) *Wnioskowanie statystyczne*. Warszawa: WNT.
- 7) Linnik J.W. (1962) *Metoda najmniejszych kwadratów i teoria opracowywania obserwacji*. Warszawa: PWN.
- 8) Hehlmann J., Bryczkowski A., Kujawska E. (2001) „Badania i możliwości aplikacyjne osadnika z lamelowym

wypełnieniem płytowym”. *Archiwum Ochrony Środowiska*, Vol. 27. Nr 2. 61-79.

- 9) Bryczkowski A., Hehlmann J., Kujawska E. (2001) „Badania procesu sedymentacji w osadnikach lamelowych o przepływie współ- i przeciwpłdowym.” *Inż. Chem. i Proc.* Nr 22. 283-289.
- 10) Machej K. (1965) *Wybrane metody matematyczne opracowywania wyników doświadczalnych w inżynierii chemicznej*. Gliwice: PAN.
- 11) Sobczyk S., Gatner K. i inni. (1982) *Eksperymentalna chemia fizyczna*. Warszawa: PWN.
- 12) Kotlarski I. (1966). *Rachunek prawdopodobieństwa dla inżynierów*. Warszawa: WNT.