

4. Podsumowanie

Zastosowanie metody wideo do pomiaru okresu drgań własnych daje zadowalające rezultaty, porównywalne z rezultatami otrzymanymi innymi metodami. Pomiar wideo umożliwia określenie parametrów dynamicznych konstrukcji trudno dostępnych. Jednocześnie jest to metoda prosta, nie wymagająca specjalistycznego sprzętu. Wadą tego rozwiązania jest bardzo czasochłonna procedura zbierania danych z filmu. Dlatego

konieczne, dla usprawnienia tej metody, staje się opracowanie oprogramowania, które pozwoli na automatyzację analizy materiału wideo.

BIBLIOGRAFIA

- [1] Gocał J. i in., Precyzyjne pomiary drgań budowli przy użyciu naziemnego radaru interferometrycznego. *Archiwum Fotogrametrii, Kartografii i Teledetekcji*, Vol. 19, 2009, s. 123-141
 [2] Oruba R., Badania właściwości dynamicznych wysokich kominów żelbetowych. *Inżynieria Środowiska*, Tom 11, Zeszyt 1, 2006, s. 71-78

Badania statystyczne losowej zmienności cech wytrzymałościowych stałowych wyrobów hutniczych

Prof. dr hab. inż. Marian Gwóźdź, mgr inż. Piotr Woźniczka, Politechnika Krakowska

1. Wprowadzenie

Podstawowym założeniem obliczeń inżynierskich współczesnych konstrukcji budowlanych jest akceptacja imperfekcji (por. np. praca [1]). W szczególności w konstrukcjach prętowych występują imperfekcje rzeczywiste w postaci naprężeń własnych, nieprostoliniowość i przechyły słupów, brak współosiowości w stykach montażowych, naprężenia montażowe oraz losowa sztywność połączeń. W obliczeniach inżynierskich wg Eurokodu 3 (por. norma PN-EN 1993-1-1 [1]), zamiast wieloźródłowych imperfekcji rzeczywistych, uwzględnia się zastępcze imperfekcje geometryczne, które rekompensują wpływy imperfekcji rzeczywistych.

Odrębną od opisanej wyżej grupę imperfekcji stanowią imperfekcje przekrojów i cech mechanicznych wyrobów hutniczych, które obejmują odchyłki kształtu i odchyłki wymiarów liniowych od wartości nominalnych. Zmienność losowa wytrzymałości materiału $\underline{R}(x)$, a w szczególności wariancja wytrzymałości $\mu_{\underline{R}}^2$, wg interpretacji przyjętej w Polsce w latach 70. ub. wieku dla wyrobów stałowych (por. Sowa A. [2], Murzewski J. $\bar{R}_1(x), \dots, \bar{R}_i(x), \dots, \bar{R}_n(x)$ [3]), wynika głównie z rozbieżności wartości średnich w populacji prętów nominalnie identycznych. Jedynie niewielką część wariancji ogólnej $\mu_{\underline{R}}^2$ przypisywano wahaniom lokalnej wytrzymałości $\underline{R}_n(x)$ wokół wartości średniej $\bar{R}_n(x)$. Definiując w tamtym okresie model matematyczny właściwości mechanicznych stali konstrukcyjnych, Murzewski J. [3] zaproponował

trzy poziomy niejednorodności wytrzymałości stałowych wyrobów hutniczych:

- niejednorodność statystyczną (a),
- niejednorodność probabilistyczną (b),
- niejednorodność stochastyczną (o).

Konsekwencją założonej wielopoziomowej niejednorodności cech mechanicznych materiału jest trójskładnikowa struktura formuły losowej wytrzymałości stali:

$$\underline{R}(x) = \bar{R} + \Delta R + \delta R(x) \quad (1)$$

gdzie

\bar{R} – średnia wartość cechy mechanicznej wyrobu hutniczego należącego do jednej grupy asortymentowej, dla której w normach hutniczych określono jednakowe wartości nominalne (por. np. norma PN-EN 10025 [2]),
 ΔR – odchyłki średniej cechy mechanicznej wyrobów o długościach handlowych od wartości oczekiwanej \bar{R} dla normowej grupy asortymentowej,
 $\delta R(x)$ – scentralizowane pole stochastyczne lokalnych cech wytrzymałościowych dla blach lub scentralizowany rozkład stochastyczny wzdłuż długości pręta, opisany wariancją μ_o^2 i funkcją autokorelacyjną $\rho(\Delta x)$,
 Δx – odległość punktów wyrobu hutniczego, w których bada się lokalną cechę mechaniczną.

Ponadto Murzewski J. [3] założył, że funkcja losowa $\underline{R}(x)$ jest stacjonarna i normalna z natury zjawiska, względnie znormalizowana dla potrzeb obliczeń statystycznych. W konsekwencji postulowanych rozkładów normalnych oraz uwzględnianych poziomów niejednorodności,

zakres badań statystycznych cech mechanicznych wyrobów hutniczych można sprowadzić do estymacji parametrów:

- wartości średniej $\bar{\mu}$,
- wariacji ogólnej μ_R^2 opisanej wzorem:

$$\mu_R^2 = \mu_a^2 + \mu_b^2 + \mu_o^2 \quad (2)$$

– sformułowania postaci funkcji autokorelacyjnej $\rho(\Delta x)$ (lub jej gęstości widmowej $S(\omega)$). We wzorze (2) indeksy (a), (b) i (o) odnoszą się do niejednorodności statystycznej, probabilistycznej i stochastycznej odpowiednio. Badania statystyczne właściwości mechanicznych materiałów konstrukcyjnych ustalane na próbkach laboratoryjnych stanowią bazę empiryczną potrzebną do wyspecyfikowania parametrów losowej wytrzymałości na rozciąganie \bar{R}_m , granicy plastyczności rzeczywistej lub umownej \bar{R}_e oraz modułu sprężystości podłużnej \bar{E} . Reprezentatywność badań statystycznych polega na zestawieniu odpowiednio licznej próby, a ponadto konieczne są takie elementy badań statystycznych jak weryfikacja hipotez rozkładu prawdopodobieństwa, estymacja parametrów rozkładu, analiza kowariancji w celu wyodrębnienia podzbiorów statystycznie jednorodnych.

Pomimo pojęciowego skomplikowania losowej wytrzymałości wyrobów hutniczych wg formuły (1) prowadzi ona do oszacowania wartości charakterystycznych cech mechanicznych oraz prostej miary niezawodności, którą w inżynierskiej formacji wymiarowania konstrukcji metalowych w stanach granicznych nośności ma postać częściowego, centralnego współczynnika nośności:

$$\bar{\gamma}_R = \frac{\bar{R}}{R_d} = \frac{1}{1 - \beta_R \frac{\mu_R}{\bar{R}}} \quad (3)$$

gdzie

β_R – częściowy wskaźnik niezawodności w metodzie obliczeń probabilistycznych poziomu 2. FORM (*First Order Reliability Method*), rekomendowanej we współczesnej generacji norm projektowania konstrukcji budowlanych (por. norma PN-EN 1990 [3]),

R_d – wartość obliczeniowa (kwantyl dolny na zadanym poziomie prawdopodobieństwa, któremu odpowiada wyspecyfikowana wartość wskaźnika β_R).

Formuła (1) definiuje bardzo szeroko potencjalną próbę reprezentatywną wyrobów hutniczych stosowanych w budownictwie. Zestawiając próbę reprezentatywną wytrzymałości stali konstrukcyjnej wyprodukowanej w Polsce w latach 1975-1977, A. Sowa [2] uwzględnił produkcję, wszystkich 13 hut, jakie funkcjonowały w tym okresie w Polsce (por. składnik \bar{R} we wzorze (1)). Ponadto uwzględnił kształt wyrobów (blachy, pręty, kształtowniki) ich grubości i gatunki stali (składnik ΔR we wzorze (1)). Do każdej próby zastosował wagi uwzględniające masę stali danego gatunku skierowaną w badanym okresie

do budownictwa, co było możliwe w warunkach dystrybucji scentralizowanej (obowiązywała reglamentacja wyrobów hutniczych). Rezultatem przeprowadzonych obliczeń komputerowych były parametry granicy plastyczności stali użytej na wyroby hutnicze, „reprezentatywne” dla produkcji krajowej z lat 1975-1977 zestawione w pracy [2] i uzupełnione o dane statystyczne z lat 1978-1979 w pracy [3] – przytoczone w p. 2. niniejszego artykułu.

Przyjmując wg badań [2 i 3] uśrednioną wartość miary niejednorodności granicy plastyczności stali $\mu_R/\bar{R} \approx 0,082$ oraz wskaźnik częściowy $\beta_R = 3,04$ wg specyfikacji z normy [3], otrzymujemy ze wzoru (3) wartość centralnego, częściowego współczynnika nośności plastycznej $\bar{\gamma}_R = 1,33$ przyjętą w kolejnych edycjach krajowej normy projektowania konstrukcji stalowych PN/B-03200: (PN-76/B-03200, PN-80/B-03200 i PN-90/B-03200) [4].

Podsumowując wątek statystycznej weryfikacji elementów niezawodności wytrzymałości wyrobów hutniczych stosowanych na konstrukcje stalowe w Polsce w latach 1976-2010, można stwierdzić, że wyspecyfikowane wtedy w badaniach statystycznych wartości współczynników częściowych, o wartości: $\bar{\gamma}_R = 1,33$ – rekompensowały niedostatki modelowania układów konstrukcyjnych, obliczanych wg prostych reguł zapisanych w normach krajowych projektowania tych konstrukcji.

Zmianę jakościową w projektowaniu konstrukcji metalowych przyniosły rekomendacje europejskie, a w szczególności: Eurokod i Eurokod 3, które preferują ocenę niezawodności wg metody współczynników obciążenia i nośności [3] oraz perfekcyjne modelowanie komputerowe konstrukcji metalowych z uwzględnieniem imperfekcji wieloźródłowych. Takie podejście do zagadnienia analizy konstrukcji metalowych skłania do sformułowania pytania, czy specyfikacje centralnego współczynnika nośności wg norm krajowych są nadal aktualne, a jeżeli nie są, to jak należy zdefiniować współczesną próbę reprezentatywną wytrzymałości wyrobów hutniczych adekwatną do nowej metody wymiarowania konstrukcji budowlanych.

Metoda współczynników obciążenia i nośności nie była wcześniej w Polsce znana (przed przyjęciem przez Polski Komitet Normalizacyjny eurokodów), chociaż zalicza się także do formacji wymiarowania stanów granicznych. W metodzie tej inaczej są rozłożone elementy niezawodności aniżeli w metodzie stanów granicznych znanej z normalizacji krajowej. Współczynniki nośności, oznaczane w eurokodach symbolem γ_M są odniesione do wartości charakterystycznych R_k , a nie centralnych \bar{R} i mają one strukturę multiplikatywną (por. [3]):

$$\gamma_M = \frac{R_k}{R_d} \gamma_{Rd} = \gamma_m \gamma_{Rd} \quad (4)$$

gdzie

γ_m – czynnik uwzględniający niekorzystne odchyłki właściwości mechanicznych od wartości charakterystycznej,

który można zweryfikować w badaniach statystycznych wytrzymałości stali (por. p. 2),

γ_{Rd} – czynnik uwzględniający niepewność modelu nośności, który można wyspecyfikować w analizie statycznej ustroju analizowanego wg różnych założeń modelowych (por. p. 3).

W pierwszej edycji Eurokodu 3 [1] współczynniki nośności γ_M nie zostały wyspecyfikowane w badaniach statystycznych, lecz przyjęto je arbitralnie (np. dla granicy plastyczności stali przyjęto w normie PN-EN 1993-1-1 specyfikację $\gamma_{Rpl} = \gamma_{M0} = 1,0$).

2. Badania statystyczne wytrzymałości wyrobów hutniczych przeznaczonych dla budownictwa

2.1. Badania statystyczne wytrzymałości wyrobów hutniczych z lat 70. ub. wieku

Badania statystyczne prób o dużej liczebności, wytrzymałości krajowych wyrobów hutniczych ze stali konstrukcyjnych zostały przeprowadzone w Polsce w minionych latach trzykrotnie. Próbę statystyczną wytrzymałości blach o łącznej liczebności $n = 12568$ zestawiał dla lat 1963-1968 Z. Mendera (por. 4). Zebrane atesty hutnicze obejmowały właściwości mechaniczne blach o grubości 6–40 mm, wykonanych ze stali znaku St3 – {St3S, St3SY, St3SX} oraz ze stali znaku 18G2 – {18G2, 18G2A, 18G2ACu}. Współczesnymi odpowiednikami są stale gatunków S 235 i S 355. Badane blachy pochodziły z hut śląskich i z huty w Krakowie. Zbiorcze zestawienie wyników przeprowadzonej analizy statystycznej wg omawianych badań przytoczono m.in. w monografii [5].

Drugą próbę statystyczną wytrzymałości kształtowników i blach, o dużej liczebności zestawiał w latach 1976-1980 zespół badawczy Politechniki Krakowskiej (por. monografie [2] i [3]). Zestawiona próba, tzw. reprezentatywna,

uwzględniała pełny asortyment krajowych wyrobów hutniczych dla budownictwa, czyli nie tylko blachy, ale także kształtowniki walcowane i pręty wszystkich krajowych hut produkujących dla potrzeb budownictwa. Parametry rozkładu granicy plastyczności badanych gatunków stali, dla jednorodnych statystycznie populacji blach i kształtowników, rekomendowane przez zespół badawczy Politechniki Krakowskiej przytoczono w tabeli 1.

W kolumnach (3) i (8) zestawiono wartości średnie granicy plastyczności \bar{R}_e , w kolumnach (4) i (9) odpowiednie współczynniki zmienności v_{Re} , a w kolumnach (5) i (10) odchylenia standardowe μ_{Re} . Dla zestawionych parametrów granicy plastyczności \bar{R}_e obliczono wartości charakterystyczne R_{ek} , czyli kwantyle dolne 5% (por. kolumny (6) i (11)) zalecane w normie PN-EN 1990:

$$R_{ek} = \bar{R}_e (1 - 1,64 v_{Re}) \quad (5)$$

W kolumnach (7) i (12) zestawiono obliczone „statystycznie uzasadnione” parametrami \bar{R}_e i μ_{Re} współczynniki nośności plastycznej γ_{m0} , czyli wartości współczynników nośności plastycznej wynikające z przekształcenia normowej formuły obliczeniowej granicy plastyczności:

$$\gamma_{m0} = \frac{R_{emin}}{\bar{R}_e - 3,04 \mu_{Re}} \quad (6)$$

gdzie R_{emin} minimalna, gwarantowana przez hutnictwo granicą plastyczności wg norm hutniczych, obowiązujących w czasie walcowania wyrobów hutniczych.

Z wartości $\gamma_{m0} \geq 1,0$ zestawionych w kolumnach (7) i (9) wynika, że specyfikacja normowa: $\gamma_{m0} = 1,0$; zamieszczona w PN-EN 1993-1-1 [1], w ogólnym przypadku nie jest uzasadniona statystycznie dla wytrzymałości wyrobów hutniczych z lat 80 ub. wieku i szeroko rozumianej próby reprezentatywnej wg wzoru (1).

Tabela 1. Parametry rozkładu granicy plastyczności R_e kształtowników i blach w próbie statystycznej z lat 1976-1980 wg monografii [3]

Gatunek stali	Grubość t [mm]	Blachy					Kształtowniki				
		\bar{R}_e [MPa]	v_{Re}	μ_{Re} [MPa]	R_{ek} [MPa]	γ_{m0}	\bar{R}_e [MPa]	v_{Re}	μ_{Re} [MPa]	R_{ek} [MPa]	γ_{m0}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
St0	5	291	0,113	32,9	237	1,03	280	0,113	31,6	228	1,07
St3SX/Y	5	299	0,077	23,0	261	1,03	287	0,077	22,1	251	1,07
	6 ÷ 16	291		22,4	254	1,05	281		21,6	246	1,09
	17 ÷ 40	280		21,6	245	1,05	268		20,6	234	1,10
St3S	5	308	0,068	20,9	274	1,00	296	0,068	20,1	263	1,00
	6 ÷ 16	300		20,4	267	1,00	290		19,7	258	1,02
	17 ÷ 40	288		19,6	256	1,00	276		18,8	245	1,03
St4 St4S	5	329	0,083	27,3	284	1,04	316	0,083	26,2	273	1,08
	6 ÷ 16	320		26,6	276	1,07	309		25,6	267	1,10
	17 ÷ 40	308		25,6	266	1,07	295		24,5	255	1,11
18G2 18G2A	5	409	0,077	31,5	357	1,13	406	0,077	31,3	355	1,14
	6 ÷ 16	402		31,0	351	1,15	400		30,8	349	1,15
	17 ÷ 40	391		30,1	342	1,11	386		29,7	337	1,13

Tabela 2. Rezultaty analizy statystycznej cech mechanicznych blach grubych 5–40 mm wg [5]

L.p.	Rok	Liczebność próby n	Statystyki rozkładu cech mechanicznych stali								
			\bar{R}_e [MPa]	μ_{Re} [MPa]	γ_{m0}	\bar{R}_m [MPa]	μ_{Rm} [MPa]	γ_{m2}	ρ	$\bar{A}10$ [%]	v_A
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Stal S235 (minima hutnicze wg PN-EN-10025-2)											
1	2006	10066	310	28,8	1,06	435	17,0	1,00	0,693	30,3	0,069
2	2007	10980	307	27,2	1,05	433	17,1	1,00	0,569	31,1	0,078
3	2008	14991	307	29,4	1,08	438	16,5	1,00	0,636	31,0	0,071
4	2009	10027	317	30,7	1,05	443	17,1	1,00	0,631	31,3	0,066
5	2010	7268	324	30,8	1,02	445	16,9	1,00	0,574	31,6	0,069
Próba łączna 2006 ÷ 2010											
6	06 ÷ 10	53332	312	29,9	1,06	438	17,4	1,00	0,635	31,0	0,072
Stal S275 (minima hutnicze wg PN-EN-10025-2)											
7	2006	555	326	29,4	1,16	464	22,3	1,09	0,745	28,6	0,075
8	2007	1708	332	29,0	1,13	474	19,7	1,04	0,658	29,7	0,075
9	2008	1596	324	33,7	1,24	472	18,1	1,03	0,744	29,7	0,067
10	2009	75	335	28,7	1,11	466	19,8	1,06	0,671	30,4	0,064
11	2010	111	344	24,7	1,03	473	19,4	1,04	0,791	30,2	0,066
Próba łączna 2006 ÷ 2010											
12	06 ÷ 10	4045	329	31,2	1,17	471	19,7	1,05	0,694	29,6	0,073
Stal S355 (minima hutnicze wg PN-EN-10025-2)											
13	2006	20191	405	27,8	1,11	549	18,4	1,03	0,671	26,5	0,094
14	2007	25148	400	34,5	1,20	544	23,9	1,08	0,815	27,7	0,080
15	2008	33999	423	32,8	1,10	560	21,6	1,03	0,764	27,3	0,083
16	2009	20249	410	31,9	1,13	554	20,2	1,04	0,737	27,4	0,080
17	2010	18411	405	30,5	1,14	549	19,3	1,04	0,700	27,7	0,076
Próba łączna 2006 ÷ 2010											
18	06 ÷ 10	117998	410	33,0	1,15	552	21,8	1,05	0,767	27,3	0,084

Tabela 3. Rezultaty analizy statystycznej cech mechanicznych kształtowników walcowanych na gorąco w latach 2006-2010 wg pracy [5]

L.p.	Rok	Liczebność próby n	Statystyki rozkładu cech mechanicznych stali								
			\bar{R}_e [MPa]	μ_{Re} [MPa]	γ_{m0}	\bar{R}_m [MPa]	μ_{Rm} [MPa]	γ_{m2}	ρ	$\bar{A}10$ [%]	v_A
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Stal S235											
1	2006	14274	272	16,8	1,06	407	15,7	1,00	0,670	34,5	6,5
2	2007	6583	271	17,6	1,08	401	13,6	1,00	0,583	34,5	6,6
3	2008	9691	268	16,0	1,07	400	14,9	1,01	0,686	35,5	6,2
4	2009	4920	276	16,6	1,04	406	15,1	1,00	0,633	35,5	5,6
5	2010	2480	277	15,8	1,03	409	16,8	1,01	0,593	34,7	5,5
Próba łączna 2006 ÷ 2010											
6	06 ÷ 10	37948	272	16,9	1,07	404	15,5	1,01	0,654	34,9	6,4
Stal S275											
7	2006	9930	297	20,6	1,17	453	19,7	1,09	0,727	32,1	6,4
8	2007	4034	294	17,3	1,14	448	13,3	1,06	0,580	32,2	6,1
9	2008	4225	306	27,1	1,23	456	20,0	1,08	0,830	32,1	6,5
10	2009	4976	308	23,8	1,17	460	16,7	1,05	0,772	32,8	5,9
11	2010	7560	300	15,7	1,09	455	13,0	1,03	0,647	33,2	5,8
Próba łączna 2006 ÷ 2010											
12	06 ÷ 10	30725	301	21,3	1,16	454	17,4	1,07	0,735	32,5	6,3
Stal S 355											
14	2006	4910	400	26,5	1,11	541	21,0	1,07	0,506	28,7	6,8
15	2007	3535	389	23,8	1,12	541	19,5	1,06	0,496	28,7	6,9
16	2008	3732	398	24,7	1,10	542	21,3	1,07	0,490	29,0	7,5
17	2009	2764	404	24,0	1,07	545	19,4	1,05	0,460	28,9	7,3
18	2010	2576	400	22,3	1,07	541	20,4	1,06	0,347	29,2	6,0
Próba łączna 2006 ÷ 2010											
19	06 ÷ 10	17517	398	25,1	1,10	542	20,5	1,06	0,470	28,8	7,0

2.2. Badania statystyczne wytrzymałości wyrobów hutniczych po roku 2000

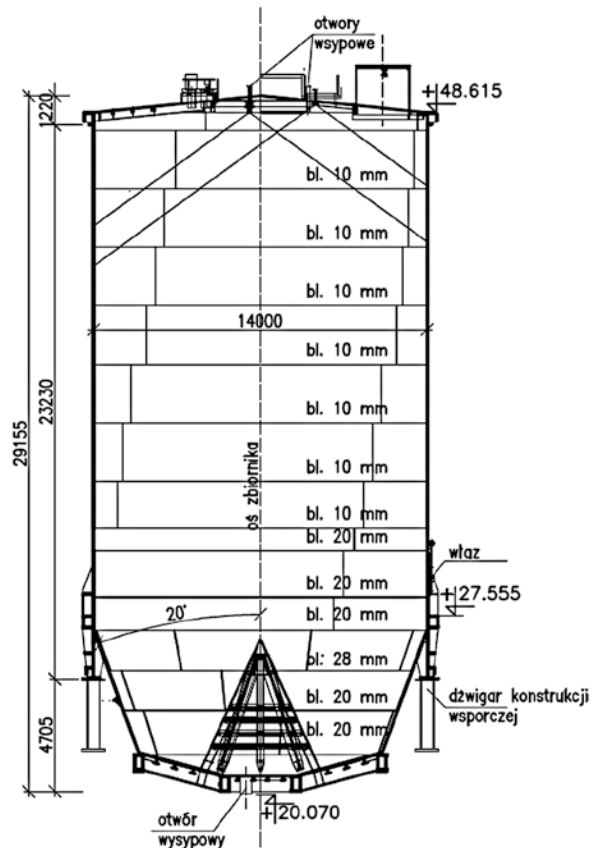
Trzecia próba statystyczna, zestawiona przez M. Gwoźdź i P. Żwirka [5], obejmuje właściwości mechaniczne blach grubych o grubości nominalnej 5–40 mm, wyprodukowanych w latach 2006–2010 ze stali S235, S275 i S355. Łącznie opracowano 175375 danych z prób dla każdej cechy (granica plastyczności R_e , wytrzymałość na rozciąganie R_m i wydłużenie względne A_{10}). Wyniki przeprowadzonej analizy statystycznej cech mechanicznych blach grubych w układzie rocznym i pięcioletnim przytoczono w tabeli 2. W kolumnach (4), (7) i (11) zestawiono wartości średnie: granicy plastyczności \bar{R}_e , wytrzymałości na rozciąganie \bar{R}_m i wydłużenia rozerwanej próbki laboratoryjnej \bar{A}_{10} . W kolumnach (5), (8) i (12) zestawiono wartości odchyłeń standardowych, a w kolumnie (12) współczynnik zmienności wydłużenia A_{10} . Obliczone dla tych danych współczynniki zmienności poszczególnych cech mechanicznych, umożliwiły statystyczne oszacowanie wartości współczynników częściowych γ_{m0} i γ_{m2} (wg wzoru (6) dla parametrów i R_m i $R_{m,min}$).

Czwarta próba statystyczna, zestawiona przez M. Gwoźdź i P. Żwirka [5], obejmuje właściwości mechaniczne dwuteowników, ceowników i kątowników walcowanych na gorąco, wyprodukowanych w Polsce w jednej dużej hucie w latach 2006–2010. Łącznie opracowano 86190 danych z prób dla każdej cechy (granica plastyczności R_e , wytrzymałość na rozciąganie R_m i wydłużenie względne A_{10}). Wyniki przeprowadzonej analizy statystycznej cech mechanicznych w układzie rocznym i pięcioletnim przywołano w tabeli 3.

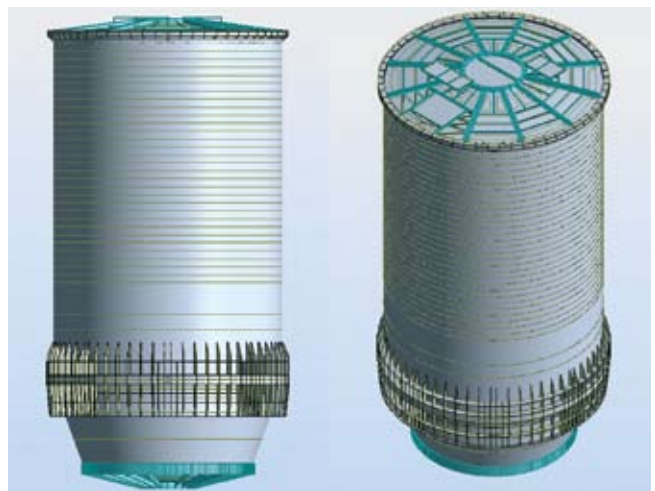
Rezultaty statystycznej weryfikacji współczynników nośności γ_{m0} i γ_{m2} wyrobów hutniczych produkowanych współcześnie i z lat 1976–1980 są zbieżne. W ogólnym przypadku, specyfikacje normowe wg Eurokodu 3 nie są statystycznie uzasadnione, ani dla wyrobów z lat 1970 i szeroko rozumianej definicji próby reprezentatywnej (1), ani też dla współczesnych wyrobów hutniczych, pomimo zawężenia dla nich definicji próby reprezentatywnej – jeden asortyment wyrobów wyprodukowanych w jednej hucie w umownym okresie czasu jednego lub pięciu lat.

3. Ocena błędów modelowania

Błędy modelowania konstrukcji stalowych są wieloźródłowe i wynikają ogólnie rzecz ujmując z nieadekwatności modelu obliczeniowego i zrealizowanego projektu. W minionych latach, w których obowiązywały normy krajowe, stosowano powszechnie liniową analizę statyczną ustrojów idealnych i uproszczone procedury obliczeniowe. Prowadziło to do znacznych błędów modelowania – zwykle po stronie bezpiecznej. Obowiązujące współcześnie europejskie normy projektowania konstrukcji budowlanych preferują metody nieliniowej analizy statycznej ustrojów statycznych obciążonych wieloźródłowymi



Rys. 1. Schemat stalowego silosu o poj. $V = 3650 \text{ m}^3$



Rys. 2. Model numeryczny MES

im perfekcjami. Jest to jakościowa zmiana w formacie obliczeń statycznych, która wymusza perfekcyjne modelowanie, przy użyciu metod komputerowych. Przykładem modelowania koncepcyjnego konstrukcji prętowych jest analiza statyczna wymagana dla stalowego szkieletu, obciążonego imperfekcją geometryczną globalną zdefiniowaną w normie PN-EN 1993-1-1 [1]. Powyższe zadanie można rozwiązać na różne sposoby, zgodnie z rekomendacjami wspomnianej normy.

Najprostsze podejście to model ram płaskich (2D) i statyka liniowa. Jednak współczesnym standardem obliczeniowym na etapie projektów wykonawczych jest model numeryczny ramy przestrzennej (3D) obciążonej imperfekcją geometryczną globalną. Najbardziej zaawansowane podejście numeryczne to model przestrzenny (3D) układu prętowo-tarczowego z imperfekcjami. Jeśli sformułujemy kryterium stanu granicznego nośności w postaci bezwymiarowego wskaźnika wykorzystania nośności $\eta_i \leq 1$ dla $i = 1, 2, \dots, n$ -tej metody analizy statycznej, to miarą błędu obliczeń jest iloraz:

$$\gamma_{Rd} = \frac{\eta_i}{\eta_{inf}} \quad (6)$$

gdzie η_{inf} – wskaźnik wykorzystania nośności wg najbardziej zaawansowanej metody obliczeń statycznych.

Analogiczną ocenę błędu modelowania stosuje się dla konstrukcji stalowych powłokowych. W każdym przypadku są to dość żmudne i rozbudowane obliczenia numeryczne. W niniejszym artykule pokazano przykład takich obliczeń, opracowany dla istniejącego stalowego silosu na mączkę kamienia wapiennego, por. rysunek 1, o średnicy $d = 14,00$ m, wysokości ok. 28,50 m, cienkościenny – średniej smukłości ($h_c/d_c = 1,5$). Pojemność użytkowa 3650 m³; płaszcz wykonano z blach walcowanych o grubości 10 mm (7 górnych carg), 20 mm (3 kolejne).

Pierścień podporowy usztywniono żebrami pionowymi o grubości 16 mm rozmieszczonymi równomiernie na obwodzie co 6°. W rejonie podpór punktowych grubość żeber zwiększono do 24 mm i zagęszczono ich rozstaw do 3°. Uzębrowanie poziome wykonano z blach o grubości 20 mm, 30 mm i 32 mm. Lej o kącie nachylenia 20° wykonano z blachy o grubości 20 i 28 mm (por. rys. 1).

Dno płaskie, uzębrowano profilami HEA 240 oraz blachownicami spawanymi. Pierścienie zewnętrzny i wewnętrzny dna stanowią blachownice skrzynkowe o wymiarach 2x420x700x40/50 mm oraz 2x420x620x30/40 mm.

W dnie zaprojektowano stożek odciążający z profili walcowanych HEB 320 oraz dwa otwory wysypowe, por. rysunek 1. Napełnianie silosu odbywa się przez 8

otworów o średnicy $d = 98$ mm. Silos podparto punktowo na ośmiu podporach.

Konstrukcję dachu stanowią:

- dźwigary główne z kształtowników IPE500 i IPE360,
- płatwie dachowe z kształtowników IPE 140 i IPE 160,
- poszycie dachu z blachy o grubości 5 mm.

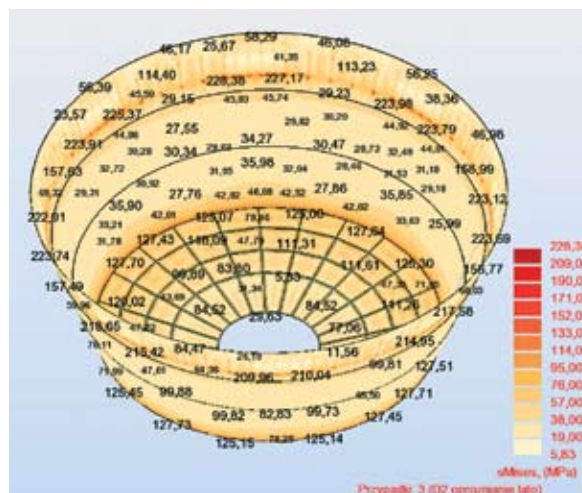
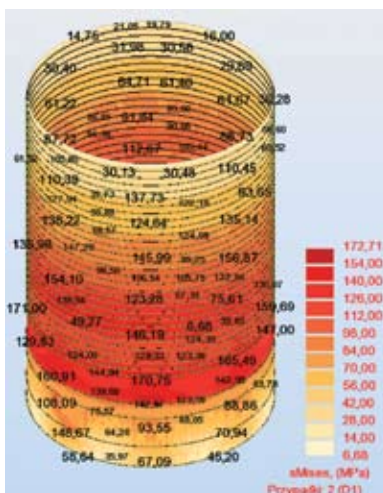
Na dachu zaprojektowano podesty technologiczne, służące do obsługi w trakcie napełniania silosu. Na konstrukcję zastosowano stal S235JRG2.

Uwzględniając kryterium klasy konsekwencji zniszczenia silosu wg tablicy 2.1 z normy PN-EN 1993-4-1 [5] (silos podparty punktowo, o pojemności większej od 1000 m³) przyjęto wymagania niezawodności przypisane klasie CC3. Zgodnie z odpowiednimi zapisami tej normy w silosach projektowanych w klasie konsekwencji CC3 siły przekrojowe należy wyznaczać metodami analizy numerycznej (np. MES). Ponadto należy uwzględnić powiększone wartości współczynników obciążeń zmiennych γ_Q stosując do nich mnożnik z normy PN-EN 1990 o wartości $K_{Fi} = 1,1$. W szczególności w dalszych obliczeniach przyjęto dla parcia mączki wapiennej na powłokę wg PN-1991-4 [6] wartość $\gamma_Q K_{Fi} = 1,35 \times 1,1 = 1,50$ oraz jej ciężar objętościowy $\gamma = 14,0$ kN/m³.

W opracowanym modelu numerycznym MES (por. rys. 2) uwzględniono wszystkie szczegóły konstrukcyjne silosu opisane wyżej. W najprostszym schemacie kołowo symetrycznych obciążeń powłoki silosu przy opróżnianiu, otrzymano mapy naprężeń zastępczych pokazane na rysunku 3. Modelowanie analizowanej powłoki silosu w stanie granicznym nośności plastycznej (LS1) nie jest zatem obciążone błędem modelowania, czyli czynnik $\gamma_{Rd} = 1,0$. Kryteria uplastycznienia powłoki walcowej części górnej i powłoki stożkowej leja, z uwzględnieniem rezultatów badań statystycznych wytrzymałości stali wg tabeli 2 ($\gamma_{m0} = 1,06$), mają postać:

$$\sigma_{e,Ed} = 173 \text{ MPa} < f_{c,Rd} = \frac{235}{1,06 \cdot 1,00} = 222 \text{ MPa}$$

$$\sigma_{e,Ed} = 228 \text{ MPa} > f_{c,Rd} = \frac{235}{1,06 \cdot 1,00} = 222 \text{ MPa}$$



Rys. 3.
Mapy naprężeń zastępczych w pobocznicy i leju

Opracowany przykład wskazuje, że normowa specyfikacja współczynnika nośności plastycznej ($\gamma_{M0} = 1,0$) może prowadzić do obliczeniowych przeciążeń powłoki – stosunkowo niewielkich dla powłok ze stali S235 i znacznych przeciążeń w przypadkach zastosowania na powłoki blach ze stali S275 i S355.

W stanie granicznym wyoboczenia powłoki (LS3) w normie [5] przyjęto wartość współczynnika nośności $\gamma_{M1} = 1,1$, a uzasadnienie takiej specyfikacji wynika głównie z błędu modelowania stateczności powłok sprężystych $\gamma_{Rd} > 1,0$.

4. Podsumowanie

Weryfikacja współczynników nośności przekrojów stalowych γ_{M0} i γ_{M2} wykazała, że specyfikacje przyjęte w Eurokodzie 3 nie są statystycznie uzasadnione, ani dla wyrobów hutniczych z lat 70. ub. wieku i szeroko rozumianej definicji próby reprezentatywnej ani też dla wyrobów hutniczych produkowanych współcześnie. Perfekcyjne modelowanie ustrojów statycznych prętowych lub powierzchniowych, jakie rekomenduje Eurokod 3, nie rekompensuje niedoboru nośności wynikającej z jakości wyrobów hutniczych produkowanych w Polsce. Potwierdza to opracowany przykład dużego silosu, który pomimo perfekcyjnego modelowania, nie spełnia warunku nośności plastycznej, gdy uwzględniono współczynnik częściowy $\gamma_{M0} = 1,06$, wyspecyfikowany w badaniach statystycznych.

Definiowanie próby statystycznej wg formuły (1) uwzględniającej wszystkie możliwe niejednorodności wyrobów hutniczych: takie jak niejednorodność statystyczna, probabilistyczna i lokalna, prowadzi do zawyżonych wartości miar niezawodności np. centralnego współczynnika nośności. Takie podejście było uzasadnione w minionych latach, w których w stosowano, zgodnie z normami krajowymi, proste modele mechaniczne konstrukcji metalowych. Współczesna generacja

norm europejskich preferuje perfekcyjne modelowanie numeryczne, które nie wymaga dodatkowej „rekompensaty” miar niezawodności w postaci mało realnych modeli niezawodnościowych – czyli hipotetycznej konstrukcji budowlanej wykonanej z wyrobów reprezentatywnych dla wszystkich krajowych hut, wszystkich wytopów i asortymentów o tej samej wytrzymałości charakterystycznej. Celowa wydaje się redefinicja pojęcia próby reprezentatywnej wyrobów hutniczych dla budownictwa, dużo węższa niż to przyjmowano dotychczas, co jest jednak zadaniem normalizacji europejskiej CEN.

BIBLIOGRAFIA

- [1] Gwóźdź M., Machowski A., Wybrane badania i obliczenia konstrukcji budowlanych metodami probabilistycznymi. Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej. Kraków 2011
- [2] Sowa A., Statystyki wytrzymałości stali a bezpieczeństwo konstrukcji. Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej. Budownictwo Lądowe, Zeszyt Naukowy 7/1980, Kraków 1980
- [3] Murzewski J., Niezawodność konstrukcji inżynierskich. Arkady, Warszawa 1989
- [4] Mendera Z., Zagadnienia stanów granicznych konstrukcji stalowych. Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej. Budownictwo Lądowe, Zeszyt Naukowy 7/1969, Kraków 1969
- [5] Gwóźdź M., Machowski A., Żwirek P., Wybrane zagadnienia niezawodności szkieletów stalowych budynków. Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej. Kraków 2013

WYKORZYSTANE MATERIAŁY

- [1] PN-EN 1993-1-1., Eurokod 3. Projektowanie konstrukcji stalowych. Część 1-1: Reguły ogólne i reguły dla budynków. PKN Warszawa 2006
- [2] PN-EN 10025-2., Wyroby walcowane na gorąco ze stali konstrukcyjnych. Część 2: Warunki techniczne dostawy stali konstrukcyjnych niestopowych. PWN Warszawa 2007
- [3] PN-EN 1990., Eurokod. Podstawy projektowania konstrukcji. PKN Warszawa 2004
- [4] PN-B-03200, Konstrukcje stalowe. Obliczenia statyczne i projektowanie. PKN
- [5] PN-EN 1993-4-1., Eurokod 3. Projektowanie konstrukcji stalowych. Część 4-1: Silosy. PKN Warszawa 2009
- [6] PN-EN 1991-4.: Eurokod 1., Oddziaływania na konstrukcje. Część 4: Silosy i zbiorniki. PKN Warszawa 2008

Uwaga!

Członkowie PZITB i PIIB
prenumeratę na rok 2015
mogą zamówić także przez
Okręgowe Izby
Inżynierów Budownictwa.

Prenumerata – 252 zł

Studencka – 126 zł

Ulgowa – 126 zł

Elektroniczna – 75 zł

Zapraszamy do zakupu prenumeraty „Przeglądu Budowlanego”