

NIEPEWNOŚĆ W PROCEDURACH DIAGNOSTYKI WYTRZYMAŁOŚCI BETONU IN SITU

LESŁAW BRUNARSKI, e-mail: l.brunarski@itb.pl
ITB, Instytut Techniki Budowlanej w Warszawie

MAREK DOHOJDA
SGGW, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Streszczenie: W pracy poddano krytycznej analizie stosowane zasady dotyczące wyrażania niepewności wytrzymałości betonu na ściskanie in situ, określonej na podstawie bezpośrednich badań próbek rdzeniowych oraz pośrednich metod badań nieniszczących – sklerometrycznych. Przedstawiono oryginalne propozycje, zgodne z zasadami analiz korelacji i regresji (w przeciwieństwie do podanych w normie [10]), dotyczące, m.in., określania bezpośredniej korelacji z wynikami badania próbek rdzeniowych, skalowania na podstawie badania próbek rdzeniowych wyznaczonej korelacji oraz oszacowania niepewności rozszerzonej wytrzymałości betonu w konstrukcji na podstawie krzywych bazowych bez ich skalowania.

Słowa kluczowe: badania betonu w konstrukcji, nieniszczące badania, krzywe bazowe, wyrażanie niepewności w pomiarach wytrzymałości betonu

1. Problem niepewności wyników badań wytrzymałości betonu

Przy projektowaniu nowych i sprawdzaniu istniejących konstrukcji budowlanych, aktualnie stosujemy metody obliczania, według Eurokodu: Podstawy projektowania konstrukcji [11], zapewniające niezawodność konstrukcji poprzez zastosowanie do przewidywanych losowych oddziaływań i nośności konstrukcji częściowych współczynników bezpieczeństwa. Nośność konstrukcji żelbetowych zależy od zmiennych losowych, jakimi są wytrzymałości charakterystyczne betonu i stali zbrojeniowej.

Problem z oceną wytrzymałości betonu w konstrukcji stanowi jedno z głównych zadań diagnostyki obiektów budowlanych, związanej z kontrolą jakości wykonywania konstrukcji z betonu i zapewnieniem niezawodności istniejących konstrukcji z betonu.

Do najważniejszych zadań w procedurze diagnostyki wytrzymałości betonu w konstrukcji należy przygotowanie danych wejściowych do oceny wytrzymałości charakterystycznej betonu, opartych na wynikach bezpośrednich badań wytrzymałości próbek rdzeniowych, pobranych z konstrukcji (metoda odniesienia) albo pośrednich badań nieniszczących betonu in situ. Badania takie powinny być prowadzone zgodnie z PN-EN 13791[10], zwanej dalej normą. Dane wejściowe stanowią statystyczne miary otrzymanych populacji wyników badań: średnia wartość $f_{m(n)is}$ i odchylenie standardowe wytrzymałości betonu s_n .

Pomijając tu kwestie różnych czynników, związanych z cechami betonu oraz z metodyką i warunkami badań, mogących wpływać na wyniki badań [2, 5] w obu metodach istotne jest oszacowanie niepewności obliczonych miar statystycznych i ten problem jest przedmiotem referatu.

Wynik badania – wartość średniej wytrzymałości betonu na ściskanie w konstrukcji, niezależnie od metody badania, jest tylko estymatorem (oszacowaniem) oznaczanej średniej wytrzymałości, powstaje więc problem jak należy obliczać i wyrażać niepewność tego estymatora przy określonym poziomie ufności.

Międzynarodowy Komitet Miar w 1977 r. ustalił zasadę, że: podając wynik pomiaru wielkości fizycznej, należy koniecznie podać pewną ilościową informację o jakości tego wyniku, tak aby korzystający z tego wyniku mógł oszacować jego wiarygodność. Bez takiej informacji wyniki pomiarów nie mogą być porównywane ani między sobą, ani z wartościami odniesienia podawanymi w specyfikacji lub normie.

Zgodnie z PN-EN ISO/IEC 17025 [12], laboratoria badawcze powinny mieć i stosować procedury szacowania niepewności pomiaru. Procedury takie dotyczące wyników pomiarów dowolnych wielkości podane są w przewodniku ISO [13], specyficzne zaś w odniesieniu do oznaczanych średnich wytrzymałości materiałów budowlanych w publikacji [1].

W podstawowej w odniesieniu do betonu PN-EN 206 [9] nie ma wymogu uwzględniania niepewności oznaczonej średniej wytrzymałości betonu na ściskanie, ale obligatoryjność jej obliczenia jest oczywista.

W normie, dotyczącej oceny wytrzymałości betonu w konstrukcji, istnieją konkretne wskazania, odnoszące się do niepewności wyników badań. Na przykład w p. 5 tej normy podano, że „w przypadku zastosowania metod pośrednich uwzględniana jest niepewność wynikająca z relacji pomiędzy danym badaniem a badaniem odwiertów rdzeniowych”. Sposobu uwzględnienia tej niepewności dotyczy też w p. 8.2.3 „Uwaga 4 Zależność korelacyjna wykorzystywana do oznaczania wytrzymałości betonu zapewnia poziom bezpieczeństwa przy którym oczekuje się, że 90% wartości wytrzymałości będzie wyższe od wartości wyznaczonej z tej zależności.”

Obliczanie i wyrażanie niepewności, w procedurach diagnostyki wytrzymałości betonu in situ obliczonej wartości średniej wytrzymałości betonu w konstrukcji, powinno więc być regułą, niezależnie od metody jej uzyskania, uwzględnianie zaś niepewności zgodnie z normą [10] obligatoryjne przy stosowaniu metod pośrednich.

W diagnostyce wytrzymałości betonu w konstrukcji należy rozróżnić trzy procedury obliczania i wyrażania niepewności określonej średniej wytrzymałości betonu na ściskanie w konstrukcji na podstawie wyników pośrednich badań betonu metodą sklerometryczną: z wykorzystaniem zależności korelacyjnych wyznaczonych metodami skalowania dokładnego albo przybliżonego oraz zależności zastosowanych bez skalowania. Stosowanie tych ostatnich nie jest przewidywane w normie, ale jak wiadomo, jest często praktykowane.

Mając na uwadze ogólnie tylko omówione w normie zasady uwzględniania niepewności oceny wytrzymałości przy skalowaniu dokładnym, wprowadzie przedstawione szczegółowo, ale jak dalej pokazano, z istotnymi błędami, przy skalowaniu przybliżonym, oraz brak wskazań na temat niepewności wyników zastosowania zależności korelacyjnych bez ich skalowania, tematem referatu są właśnie te trzy procedury.

2. Wyrażanie niepewności w pośrednich badaniach wytrzymałości betonu metodą sklerometryczną, skalowaną w sposób dokładny

Przedstawiona procedura wyrażania niepewności przy skalowaniu dokładnym, przystosowana jest do specyfiki korelacji, określanej zgodnie z normą, oraz uwzględnia doświadczenia aplikacyjne ITB. Specyfiką określanej zależności jest mała ze statystycznego punktu widzenia populacja próbna, ale z drugiej strony, w odniesieniu do metody sklerometrycznej zadaniem głównym nie jest tu ocena istnienia zależności korelacyjnej (fakt ten jest powszechnie uznawany), lecz tylko wyznaczenie funkcji (równania) regresji.

Dane wejściowe do analizy regresji metodą skalowania dokładnego stanowi zestaw par (wskazane jest 18) uzyskanych np. w poszczególnych punktach pomiarowych: wyników badania wytrzymałości betonu na ściskanie $f_{i, is}$, na próbkach rdzeniowych, sprowadzonych do średnicy 100 mm, oraz oznaczeń liczb odbicia R_i – sprowadzonych do odczytów przy poziomym ustawieniu sklerometru (kąt nachylenia $\alpha = 0$).

Wskazane funkcje regresji, wyrażane są w postaci równania prostej lub paraboli:

$$f_R = a_1 + a_2 R; \quad f_R = a_1 + a_2 R + a_3 R^2 \quad (1)$$

Parametry a_1 (liczby odpowiednio mianowane) funkcji regresji określa się metodą najmniejszych kwadratów odchyleń oznaczonych wytrzymałości próbek rdzeniowych $f_{i, is}$ od obliczonych z równań regresji i wytrzymałości betonu $f_{i, R}$, odpowiadających liczbom odbicia R_i . Parametry te można wyznaczać w tradycyjny sposób, albo wykorzystując dostępne programy numeryczne.

Istotną kwestią jest dopasowanie (wiarygodność) wyznaczonej prostej regresji f_R , w szczególności spełnienia stawianych jej w p. 8.2.3 normy wymogów:

- należy wyliczyć standardowy błąd oszacowania, określić granice ufności dopasowania f_R oraz granice tolerancji pojedynczego wyniku,
- zależność korelacyjna jest wyznaczana przy założeniu możliwości dziesięcioprocentowego zanizenia wytrzymałości.

Inaczej mówiąc, odpowiednią zależnością korelacyjną jest krzywa lub prosta, ograniczająca od dołu obszar ufności wykresu wyznaczonej funkcji f_R , o poziomie istotności 10%. Według normy wówczas taka zależność „zapewnia poziom bezpieczeństwa, przy którym oczekuje się, że 90% wartości wytrzymałości będzie wyższe od wartości wyznaczonej z tej zależności”.

Odchylenie standardowe reszt (prawidłowa nazwa standardowego błędu oszacowania), czyli odchyleń faktycznych wytrzymałości betonu na ściskanie $f_{i, is}$ od obliczonych z równania funkcji regresji wytrzymałości $f_{i, R}$, w przypadku jednej zmiennej objaśniającej (liczby odbicia R_i), wyraża się wzorem:

$$s_{rest} = \sqrt{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (f_{i, is} - f_{i, R})^2} \quad (2)$$

Obszar ufności (dopasowania), w którym z określonym prawdopodobieństwem znajduje się w przypadku liniowej funkcji regresji wyznaczona prosta, ograniczony jest krzywymi, opisanymi równaniem hiperbol:

$$f_{i, R}^{est} = a_1 + a_2 R_i \pm t_{\nu, p} s_{rest} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(R_i - R_m)^2}{\sum_{i=1}^n (R_i - R_m)^2}} \quad (3)$$

gdzie: $t_{\nu, p}$ – jest to parametr rozkładu t -Studenta, przy liczbie stopni swobody $\nu = n - 2$ oraz założonym poziomie ufności p .

Szerokość przedziału ufności rośnie w miarę oddalania się od punktu środkowego prostej regresji. Jeśli założyć w przybliżeniu stałą szerokość przedziału, aproksymując hiperbole prostymi równoległymi do prostej regresji, czyli przyjmując pod pierwiastkiem we wzorze na $f_{i, R}^{est}$ stałą wartość $R_i = R_m$, można graniczne krzywe przedziału ufności opisać równaniami przesuniętych pionowo prostych:

$$f_{i, R}^{est} = a_1 + a_2 R_i \pm t_{\nu, p} \frac{s_{rest}}{\sqrt{n}} \quad (4)$$

Z dostateczną w praktyce dokładnością w przypadku krzywej regresji parabolicznej można graniczne krzywe przedziału ufności opisać równaniami przesuniętych pionowo paraboli:

$$f_{i,R}^{est} = a_1 + a_2 R_i + a_3 R_i^2 \pm t_{v,p} \frac{s_{rest}}{\sqrt{n}} \quad (5)$$

Zgodnie z drugim normowym wymogiem, granice przedziału ufności otrzymanej funkcji regresji f_R , powinny być określane przy poziomie istotności $0,5\alpha = 0,10$. Wartości statystyk $t_{v,p}$ przy wymaganych poziomie istotności, odpowiada poziom ufności $p = 0,80$, w zależności od liczby stopni swobody $\nu = n - 2$, podane są w wierszu 3 w tablicy 1.

Tablica 1. Wartości statystyk $t_{v,p}$ oraz współczynników k_1 i k

n	3	4	5	6	7	8	9	10	12	≥ 15
k_1	-	-	-	-	-	-	1,67	1,62	1,56	1,48
$t_{v,p}$	1,89	1,64	1,53	1,48	1,42	1,42	1,40	1,38	1,36	1,34
k	1,54	1,00	0,79	0,68	0,60	0,54	0,50	0,50	0,41	0,36

Aby spełnione były postawione normowe wymogi, uwzględniające niepewność określanej wytrzymałości betonu w konstrukcji, powinno się więc za właściwy wykres funkcji regresji przyjmować prostą, ograniczającą od dołu jej przedział ufności, o równaniu:

$$f_{i,R}^{est} = a_1 + a_2 R_i - t_{v,p} \frac{s_{rest}}{\sqrt{n}} \quad (6)$$

Poniżej podane są wyniki przykładowego wyznaczania równania regresji liniowej f_R , z uwzględnieniem jej niepewności, w przypadku populacji próbnej, złożonej z 19 par wyników $f_{i,ts}$ i R_i . Równanie funkcji regresji liniowej, w którym parametry a_1 wyznaczono metodą najmniejszych kwadratów, wykorzystując program Excel, ma postać:

$$f_R = a_1 + a_2 R = -62,83 + 2,50R \quad (7)$$

Ocena dopasowania wyznaczonej funkcji regresji wymaga określenia standardowego błędu oszacowania s_{rest} oraz równania prostej ograniczającej obszar ufności krzywej regresji.

Obliczone odchylenie standardowe reszt, czyli odchyleń faktycznych wytrzymałości betonu na ściskanie $f_{i,ts}$ od obliczonych z równania funkcji regresji $f_{i,R}$, wyniosło w danym przykładzie:

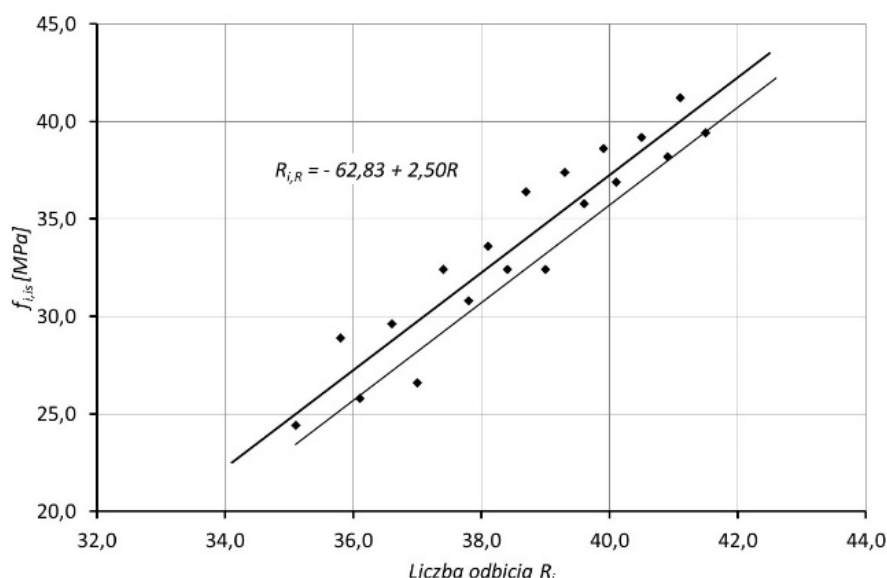
$$s_{rest} = \sqrt{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (f_{i,ts} - f_{i,R})^2} = 5,0 \text{ MPa} \quad (8)$$

Aby spełnione były warunki normowe, jako właściwy wykres skalowania, powinno się w analizowanym przykładzie przyjmować prostą, ograniczającą od dołu przedział ufności, o równaniu:

$$f_{i,R}^{est} = a_1 + a_2 R_i - t_{v,p} \frac{s_{rest}}{\sqrt{n}} = -62,83 + 2,50R - 1,34 \frac{5,0}{\sqrt{19}} = -63,98 + 2,50R \quad (9)$$

w którym z tablicy 1 przyjęto odpowiadające liczbie swobody $\nu = 19 - 2 = 17$ i poziomowi ufności $p = 0,80$, wartość statystyki $t_{v,p} = 1,34$.

Wyznaczone wykresy prostej regresji i prostej ograniczającej od dołu obszar jej ufności, przedstawiono na rys. 1. Korzystanie z tak wyznaczonej zależności zapewnia spełnienie wymogu uwzględniania niepewności w badaniu metoda pośrednią.



Rys. 1. Wykresy wyznaczonej metodą dokładną prostej regresji – wykres górny oraz prostej ograniczającej od dołu obszar jej ufności o poziomie istotności 0,10 – wykres dolny

3. Wyrażanie niepewności w pośrednich badaniach wytrzymałości betonu metodą sklerometryczną, skalowaną w sposób przybliżony

Skalowanie przybliżone (wzorcowanie, kalibracja, korygowanie) zależności korelacyjnej polega na przyjęciu hipotetycznych, gotowych bazowych (podstawowych) krzywych regresji i przesunięciu ich na podstawie wyników badania pobranych próbek rdzeniowych oraz pomiarów liczb odbicia, w wybranych punktach pomiarowych *in situ*. Punkty te powinny być wyznaczone w obszarze konstrukcji z betonu tej samej populacji.

Zgodnie bazowe mogą być wykorzystywane zarówno krzywe w niej wskazane, jak również z normą jako inne wiarygodne krzywe. Krzywe te są tak dobierane, aby przy skalowaniu ich przesunięcia były dodatnie.

Podstawowa (bazowa) wskazana krzywa regresji, przedstawiona jest na rys. 2 w postaci dwóch odcinków prostych o równaniach, w MPa:

$$20 < R \leq 24 \rightarrow f_R = -23,0 + 1,25R; \quad 24 \leq R \leq 50 \rightarrow f_R = -34,5 + 1,73R \quad (10)$$

Za wiarygodną alternatywną podstawową krzywą regresji może być uznana, przyjmowana dotychczas tzw. krzywa skalowania ITB, przedstawiona również na rys. 2, opisana równaniem:

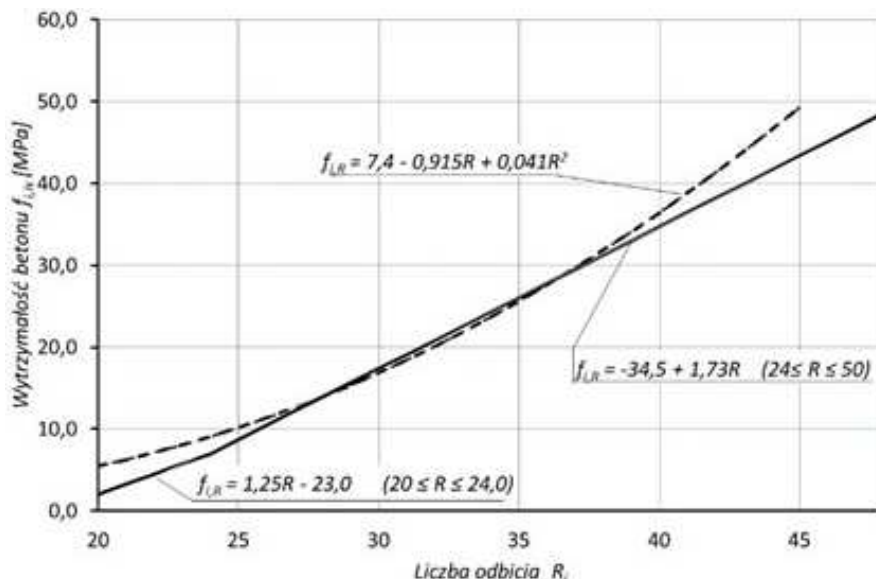
$$f_R = 7,4 - 0,915R + 0,041R^2 \quad (11)$$

Jak widać na rysunku, wykresy obu krzywych bazowych niewiele się różnią, przy czym w praktyce wygodniejsza jest krzywa skalowania opisana jednym równaniem.

Do skalowania bazowej krzywej regresji wymagana jest populacja próbna o określonej, w zależności od zastosowanego algorytmu, liczbie n par wyników (min 9 wg normy), pochodzących z tych samych n punktów pomiarowych *in situ*: oznaczeń liczb odbicia R_i oraz wytrzymałości wyciętych próbek rdzeniowych $f_{i,IS}$.

Według normy po określeniu, na podstawie przyjętej bazowej krzywej regresji, wytrzymałości betonu $f_{i,R}$ w punktach pomiaru liczb odbicia R_i , oblicza się różnice tych wytrzymałości $\delta f_i = f_{i,IS} - f_{i,R}$ w n punktach pomiarowych oraz wartość średnią $\delta f_{m(n)}$ i odchylenie standardowe s ze wzorów:

$$\delta f_{m(n)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \delta f_i ; s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\delta f_i - \delta f_{m(n)})^2} \quad (12)$$



Rys. 2. Krzywe bazowe (podstawowe): normowa oraz ITB (opis w tekście)

Parametr przesunięcia krzywej bazowej w górę do położenia, odpowiadającego dolnej granicy przedziału ufności skorygowanej krzywej, określony jest wzorem:

$$\Delta f = \delta f_{m(n)} - k_1 s \quad (13)$$

w którym współczynnik k_1 , zależny od liczby punktów pomiarowych $n \geq 9$, ma wartości podane w wierszu 2 tabl. 1.

Równanie skorygowanej wg normy bazowej krzywej skalowania ma ostateczną postać:

$$f_{is,R} = f_R + \delta f_{m(n)} - k_1 s \quad (14)$$

W opisanej procedurze normowej zastrzeżenia budzi sposób określenia współczynnika k_1 , który przyjęto wg propozycji L. Taerwe [7, 8] analogicznie jak w kryteriach zgodności w normie betonowej [9]. Przy wymaganej do skalowania liczbie próbek $n = 9$, zgodnie z tab. 1, wartość $k_1 = 1,67$.

Taki sposób określania skorygowanego parametru przesunięcia Δf prowadzi do przesadnej jego redukcji oraz nie jest uprawniony w analizie regresji [2, 6]. Na przykład, gdy obliczone faktyczne przesunięcie: $\delta f_{m(n)} = 8$ MPa i $s = 5,0$ MPa, wartość skorygowanego przesunięcia ze wzoru (13) wynosi $-0,35$ MPa, czyli niweczy cały efekt przesunięcia.

Zdaniem autorów, podobnie jak przy skalowaniu dokładnym, zgodnie z zasadami analizy regresji, równanie przesuniętej bazowej krzywej skalowania, skorygowanej czyli z uwzględnieniem obszaru jej ufności, powinno mieć postać:

$$f_{i,R} = f_R + \delta f_{m(n)} - t_{v,p} \frac{s_{rest}}{\sqrt{n}} \quad (15)$$

Odchylenie standardowe reszt s_{rest} , czyli odchylen faktycznych wytrzymałości betonu na ściskanie $f_{i, is}$ od obliczonych z równania funkcji regresji $f_{i,R}$, można wyrazić za pomocą wyznaczanego w procedurze normowej odchylenia standardowego s

$$s_{rest} = \sqrt{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (f_{i, is} - f_{i,R} - \delta f_{m(n)})^2} = \sqrt{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (\delta f_i - \delta f_{m(n)})^2} = s \sqrt{\frac{n-1}{n-2}} \quad (16)$$

Wzór (15) przedstawić w postaci analogicznej do wzoru normowego (14).

W tym celu wystarczy do obliczenia parametru Δf , zamiast współczynnik k_I , zastosować współczynnik k , określony wzorem:

$$k = t_{v,p} \sqrt{\frac{n-1}{n(n-2)}} \quad (17)$$

Wówczas poprawnie skorygowana krzywa bazową wyraża wzór:

$$f_{i,R} = f_R + \delta f_{m(n)} - ks \quad (18)$$

Zależność korelacyjna ma być określona przy wymogu normowym możliwości dziesięcioprocentowego zaniżenia wyznaczonej wytrzymałości betonu, czyli przy poziomie istotności 10%. Wartości współczynników k obliczonych ze wzoru (17) w zależności od liczby próbek n i odpowiadających im statystyk $t_{v,p}$ rozkładu *t-Studenta*, przy liczbach stopni swobody $v = n - 2$ i wymaganym poziomie ufności $p = 80$, dane są w 4 wierszu w tablicy 1.

W opisanym wyżej przypadku: $\delta f_{m(n)} = 8$ MPa i $s_n = 5,0$ MPa, wartość skorygowanego przesunięcia jest realna i wynosi $\Delta f = \delta f_{m(n)} - ks_n = 8,0 - 0,50 \cdot 5,0 = 5,5$ MPa.

Zdaniem autorów, zdecydowanie bezpieczniej jest przeprowadzić przybliżone skalowanie przy mniejszej od wymaganej w *normie* liczby dziewięciu próbek, niż stosować bazowe krzywe bez skalowania. Stąd w wierszu 4 tab. 1 podane są wartości współczynnika k odpowiednie przy liczbie próbek mniejszej od 9.

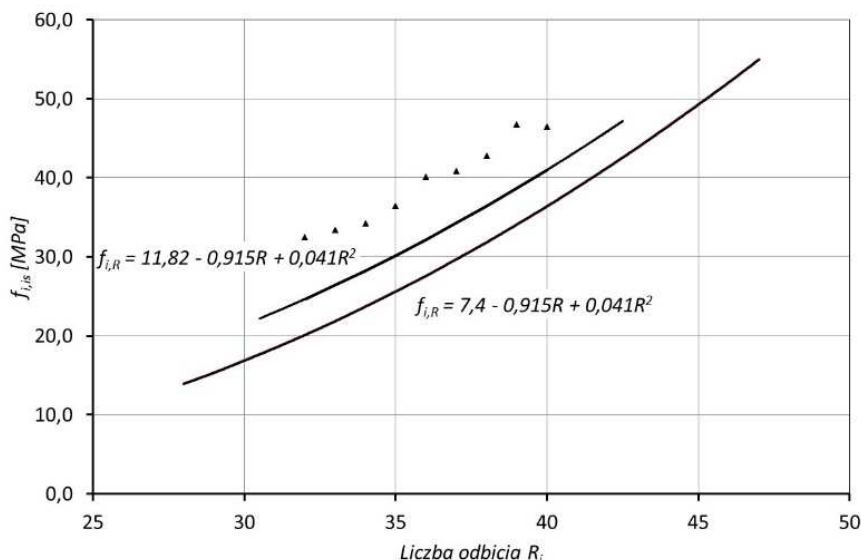
Skalowanie przybliżone ilustrujemy na przykładzie diagnostyki wytrzymałości betonu w monolitycznych podciągach hali przemysłowej. W dziewięciu punktach pomiarowych wybranych losowo podciągach, wykonano pomiary liczb odbicia R_i oraz oznaczono wytrzymałości betonu na ściskanie $f_{i, is}$ na pobranych próbkach rdzeniowych. Następnie, przyjmując jako bazową krzywą skalowania ITB, opisaną równaniem:

$$f_R = 7,4 - 0,915R + 0,041R^2 \quad (19)$$

w każdym z punktów określono wytrzymałości betonu $f_{i,R}$ oraz różnice $\delta f_i = f_{i, is} - f_{i,R}$. Na podstawie populacji wyników obliczono kolejno wymienione wyżej wielkości: wartość średnią $\delta f_{m(n)} = 6,22$ MPa, odchylenie standardowe $s = 3,60$ MPa, parametr przesunięcia obliczony poprawnie, przy $k = 0,5$, równy $\Delta f = 6,22 - 0,5 \times 3,60 = 4,42$ MPa, natomiast wg procedury normowej wynosiłby 0,2 MPa!

Stąd, uzyskane w wyniku przybliżonego skalowania, równanie poprawnie skorygowanej funkcji regresji przedstawionej na rysunku 3, powinno mieć postać:

$$f_R = 7,4 - 0,915R + 0,041R^2 + \Delta f = 11,82 - 0,915R + 0,041R^2 \quad (20)$$



Rys. 3. Wykresy poprawnie wyznaczonej metodą przybliżoną krzywej regresji – górny wykres oraz przyjętej bazowej krzywej skalowania ITB – dolny wykres

Wyznaczona w ten sposób zależność zapewnia spełnienie wymogu uwzględniania niepewności w badaniu metodą pośrednią.

4. Wyrażanie niepewności w pośrednich badaniach wytrzymałości betonu metodą sklerometryczną, nieskalowaną

Wykorzystywanie krzywych bazowych bez skalowania przybliżonego, w ramach którego uwzględniania jest niepewność badania, nie jest przewidziane w normie, ale jak powszechnie wiadomo, jest często stosowane.

W przypadku zastosowania metody sklerometrycznej bez skalowania przyjętej krzywej bazowej, do oceny wytrzymałości betonu w konstrukcji powinna być przyjmowana średnia wytrzymałość betonu określona na podstawie populacji wyników pomiaru liczb odbicia *in situ*, z uwzględnieniem niepewności wyniku.

Algorytm oszacowania niepewności średniej wytrzymałości betonu w takim przypadku, przedstawiono poniżej zgodnie z procedurą ISO [13], przystosowaną do materiałów budowlanych [1].

W danym przypadku określona metodą sklerometryczną średnia wytrzymałość betonu na ściskanie $f_{(m(n),is,R)}$ (dalej ozn. f_m), jako złożona wielkość wyjściowa, obliczona przy założonej zależności, np. opisaney równaniem paraboli krzywej skalowania ITB, w MPa:

$$f_R = a_1 + a_2R + a_3R^2 = 7,4 - 0,915R + 0,041R^2 \quad (21)$$

jest funkcją estymat trzech wielkości wejściowych: liczby odbicia R_m (dalej ozn. R) oraz poprawki df – związanej z losowością wytrzymałości betonu i poprawki $df R$ – związanej z niepewnością przyjętej bez skalowania krzywej bazowej.

Złożona niepewność standardowa wielkości wyjściowej, określona jest wzorem

$$u_c(f_m) = \sqrt{u_R^2(f_m) + u_{df}^2(f_m) + u_{dfR}^2(f_m)} \quad (22)$$

Składowe złożonej niepewności, występujące we wzorze (22), związane z kolejnymi wielkościami wejściowymi, określone są wzorami:

$$u_R(f_m) = \left| \frac{\partial f_m}{\partial R} \right| u(R) = (a_2 + 2a_3 R) 0,58 \quad (23)$$

w którym uwzględniono, że błąd bezwzględny pomiaru liczby odbicia $\delta R = \pm 1$ (połowa działki na wskaźniku młotka Schmidta, wielkość niemianowana) jest niepewnością standardową typu B o wartości $u(R) = 0,58\delta R = 0,58$;

$$u_{df}(f_m) = \left| \frac{\partial f_m}{\partial (df)} \right| u(df) = \frac{s}{\sqrt{n}} \quad (24)$$

w którym uwzględniono, że odchylenie standardowe średniej $\bar{s}$, miara zmiennej losowej wyznaczonej średniej wytrzymałości betonu, jest niepewnością standardową typu A o wartości $u(df) = 1 \times \bar{s} = \frac{s}{\sqrt{n}}$;

$$u_{df}(f_m) = \left| \frac{\partial f_m}{\partial (df)} \right| u(df) = 1 \times 0,12 f_m \quad (25)$$

w którym przyjęto, że błąd graniczny bazowej krzywej f_R stosowanej bez skalowania, oszacowany na podstawie doświadczeń ITB jako odchylenie standardowe reszt o wartości $s_{rest} = 0,20 f_{m(n)}$, jest niepewnością typu B określoną $u(dfR) = 0,58 \times 0,20 f_m = 0,12 f_m$.

Wypadkową (efektywną) liczbę stopni swobody ν_{eff} złożonej niepewności standardowej określa wzór:

$$\nu_{eff} = \frac{u_c^4(f_m)}{\sum_{i=1}^n \frac{u_i^4(f_m)}{\nu_i}} = \frac{u_c^4(f_m)}{u_{df}^4(f_m)} (n-1) \quad (26)$$

w którym potraktowano estymaty oszacowane metodą B jako wartości dokładne, stąd liczby stopni ich swobody przyjęto równe $\nu_i = \infty$.

Niepewność rozszerzona (całkowita) wynosi:

$$U_p = k_{eff,p} u_c(f_m) \quad (27)$$

gdzie: $k_{eff,p}$ jest to współczynnik rozszerzenia, odpowiadający obliczonej wypadkowej liczbie stopni swobody ν_{eff} , przy założonym poziomie ufności p . Wartości $k_{eff,p}$ przy rekomendowanym przez autorów [1, 3] poziomie $p = 0,75$, dane są w tabl. 2.

Tablica 2. Wartości współczynników $k_{v_{eff},p}$

v_{eff}	2	3	4	5	6	7
$k_{v_{eff}}$	1,64	1,44	1,36	1,326	1,29	1,27
v_{eff}	8	9	10	11	12	15
$k_{v_{eff}}$	1,25	1,24	1,23	1,23	1,22	1,21

Jako przykład wykorzystano populację wyników oszacowania wytrzymałości betonu w 15 miejscach w konstrukcji, w których na podstawie pomiarów w nich liczb odbicia R_i , obliczono – z wykorzystaniem krzywej skalowania ITB bez skalowania (wzorcowania) przybliżonego o równaniu (21) – odpowiadającą średniej wartości $R_m = 40,0$ MPa wartość średniej wytrzymałości betonu $f_{m(n)} = 36,4$ MPa oraz odchylenie standardowe $s_n = 3,0$ MPa.

Obliczone kolejne wartości wynoszą: $u_R(f_m) = 1,37$ MPa, $u_{df}(f_m) = 0,77$ MPa, $u_{dR} = 4,37$ MPa, $u_c(f_m) = 4,64$ MPa, $v_{eff} \approx 18$, $k_{eff} = 1,21$, $U_p = 5,6$ MPa, czyli średnia wytrzymałość betonu w badanych próbkach rdzeniowych, z uwzględnieniem niepewności badania wynosi $f_m = 40,0 - 5,6 = 34,4$ MPa.

5. Podsumowanie

Termin diagnostyka (gr. diagnosis) w tytule pracy, rozumiany jako „rozpoznanie, rozróżnianie i osądzanie” (wg SJP) czegoś, uzasadnia istnienie problemu metod obliczania i wyrażania niepewności w procedurach diagnostyki wytrzymałości betonu in situ.

Do najważniejszych kwestii w diagnostyce wytrzymałości betonu w konstrukcji należy przygotowanie danych wejściowych do oceny wytrzymałości charakterystycznej betonu, opartych na wynikach bezpośrednich badań wytrzymałości próbek rdzeniowych, pobranych z konstrukcji (metoda odniesienia) albo pośrednich badań nieniszczących betonu in situ. Badania takie powinny być prowadzone zgodnie z normą [10]. Dane wejściowe stanowią statystyczne miary otrzymanych populacji wyników badań: średnia wartość i odchylenie standardowe wytrzymałości betonu.

Obliczanie i wyrażanie niepewności, w procedurach oceny wartości średniej wytrzymałości betonu w konstrukcji, powinno być regułą, niezależnie od metody jej uzyskania, uwzględnianie zaś niepewności zgodnie wymaganiami norm, obligatoryjne przy stosowaniu metod pośrednich.

W diagnostyce wytrzymałości betonu w konstrukcji należy rozróżnić trzy różne procedury obliczania i wyrażania niepewności określonej średniej wytrzymałości betonu na ściskanie w konstrukcji na podstawie wyników pośrednich badań betonu metodą sklerometryczną: z wykorzystaniem zależności korelacyjnych wyznaczonych metodami skalowania dokładnego albo przybliżonego oraz zależności zastosowanych bez skalowania. Stosowanie tych ostatnich nie jest przewidywane w normie, ale jak wiadomo, jest często praktykowane.

Mając na uwadze ogólnie tylko omówioną w normie [10] procedurę uwzględniania niepewności oceny wytrzymałości betonu przy skalowania dokładnym, z kolei szczegółowo podaną, ale jak w pracy wykazano z istotnymi merytorycznymi błędami procedurę przy skalowaniu przybliżonym, oraz brak jakiegokolwiek informacji, dotyczącej oszacowania niepewności wyników zastosowania zależności korelacyjnych bez ich skalowania, tematem pracy są właśnie te trzy procedury.

Istotne w aplikacjach powinny być przedstawione w pracy oryginalne wskazania, m.in. dotyczące przy skalowaniu dokładnym wyznaczania wykresu funkcji regresji z uwzględnieniem jej niepewności, przy skalowaniu przybliżonym, zgodnego z zasadami analiz korelacji i regresji (w przeciwieństwie do podanych w normie [10]), sposobu wyznaczania parametru przesunięcia krzywej bazowej oraz przy stosowaniu hipotetycznych krzywych bazowych bez ich skalowania, sposobu oszacowania niepewności rozszerzonej oznaczanych na ich podstawie średnich wytrzymałości betonu.

Literatura

1. Brunarski L.: Wyznaczanie niepewności wyników badań wytrzymałościowych, Seria poradników ITB, Warszawa 2008.
2. Brunarski L.: Podstawy matematyczne kształtowania kryteriów zgodności wytrzymałości materiałów. Prace Naukowe ITB, Warszawa 2009.
3. Brunarski L., Dohojda N.: Diagnostyka wytrzymałości betonu w konstrukcji. Prace Naukowe ITB, Warszawa 2015.
4. Brunarski L., Dohojda M.: Approach of concrete compressive strength *in situ*. Bulletin of the Polish Academy of Sciences – Technical Sciences, 2016, Vol.64, Iss. 4, s. 687–69.
5. Runkiewicz L.: Wpływ wybranych czynników na wyniki badań sklerometrycznych betonu. Prace Naukowe ITB, Warszawa 1991.
6. Skrzypczak I.: Analiza kryteriów oceny jakości betonu oraz ich wpływu na ryzyko producenta i odbiorcy. Zeszyty Naukowe Politechniki Rzeszowskiej, Rzeszów 2013.
7. Taerwe L.: Evaluation of compound compliance criteria for concrete strength, RILEM Materials and Structures, vol. 29 (1988) s. 13–20.
8. Taerwe L.: The influence of autocorrelation on OC-lines of compliance criteria for concrete strength”, RILEM Materials and Structures, vol. 20, (1987) s. 418–427.
9. PN-EN 206:2014-04 Beton. Wymagania, właściwości, produkcja i zgodność.
10. PN-EN 13791:2008 Ocena wytrzymałości betonu na ściskanie w konstrukcjach i prefabrykowanych wyrobach betonowych.
11. PN-EN 1990:2004 Eurokod – Podstawy projektowania konstrukcji.
12. PN-EN ISO/IEC 17025:2005 Ogólne wymagania dotyczące laboratoriów badawczych i wzorcujących.
13. Guide to the Expression of Uncertainty Measurement. ISO 1993 (w tłumaczeniu polskim: Wyrażanie niepewności pomiaru – Przewodnik, wyd. GUM, Warszawa 1995.

UNCERTAINTY IN IN-SITU PROCEDURES OF DIAGNOSTICS OF CONCRETE STRENGTH

Abstract: The paper critically analyzes the applied principles related to the formulating of the uncertainty of the in-situ concrete compressive strength, estimated based on direct tests of cored specimens and indirect methods of non-destructive rebound hammer testing. Following the rules of correlation and regression analysis (in contrast to the rules specified in the norm [10]), the article proposes the original methods like determination of direct correlation with results of cored specimen testing, calibration of the established relationship with cores, as well as estimation of expanded uncertainty of concrete strength in structures based on basic curves without calibration.

Keywords: testing concrete in structures, non-destructive testing, basic curve, expression of uncertainty in measurement of concrete strength