

Olga Kaszowska

METODA PROGNOZOWANIA KOSZTÓW USUWANIA SZKÓD W BUDYNKACH NA TERENACH GÓRNICZYCH

Streszczenie

W artykule przedstawiono metodę prognozowania kosztów usuwania szkód górniczych w budynkach, opracowaną w Głównym Instytucie Górnictwa.

Zaprezentowana metoda powstała w wyniku badań statystycznych, którymi objęto pięć rejonów z terenu Górnośląskiego Zagłębia Węglowego. Są to osiedla mieszkaniowe, o zróżnicowanych typach zabudowy; wielkomiejskiej – centrum dużego miasta, podmiejskiej jednorodzinnej i wiejskiej zagrodowej. W każdym z tych rejonów kilkakrotnie ujawniały się na powierzchni wpływy bezpośrednie eksploatacji górniczej. Analizą objęto wszystkie zdarzenia oddziaływania deformacji pogórnich na budynek, co pozwoliło na uzyskanie próby o liczebności 1732. Zakres badań ograniczono do budynków o konstrukcji tradycyjnej i tradycyjnej ulepszonej.

Wykorzystując materiały faktograficzne każdemu ze zdarzeń przypisano cechy charakteryzujące: warunki geologiczno-górnice, przebieg eksploatacji górniczej, deformacje powierzchni, odporność budynków, szkody górnicze i koszty ich usuwania. Znaczną część danych umieszczono w komputerowej „Bazie Danych o Obiektach”, zaprojektowanej przy zastosowaniu programu Access'97.

Na podstawie dotychczasowych doświadczeń, wynikających z analizy wielu przypadków eksploatacji górniczej i jej skutków, sformułowano następującą tezę: **koszty usuwania szkód górniczych w budynkach zależą od różnicy między kategorią odporności i kategorią terenu górniczego oraz od krotności oddziaływania eksploatacji**. Różnicę między kategoriami budynku a terenu nazwano odpornością względną.

Badania statystyczne zależności między powyższymi zmiennymi pozwoliły na wyznaczenie funkcji prawdopodobieństwa uszkodzenia budynku i wartości oczekiwanej kosztu jego naprawy. Na ich podstawie zbudowano model probabilistyczny kosztów usuwania szkód. Z przeprowadzonych badań wynika, że prawdopodobieństwo uszkodzenia budynku zależy od odporności względnej i krotności eksploatacji, natomiast koszty jego naprawy są zależne w istotny sposób tylko od kubatury.

Zastosowanie modelu probabilistycznego umożliwia prognozowanie najbardziej prawdopodobnych kosztów oraz określenie przedziału ufności, w którym, na założonym poziomie prawdopodobieństwa, będą się mieścić rzeczywiste koszty.

Zaprezentowana metoda prognozowania kosztów usuwania szkód w budynkach może być zastosowana do analizy ekonomicznej projektowanej eksploatacji górniczej. Jej wyniki będą stanowić składnik, tzw. kosztów środowiskowych przedsięwzięcia.

Method of cost prediction of damage removal in buildings and mining areas

Summary

The article presents the method of cost prediction of mining damage removal in buildings, developed at the Central Mining Institute.

The presented method arose as a result of statistical investigations, which covered five regions in the Upper Silesian Coal Basin. These are housing estates, with diversified types of building development: buildings in centres of great cities, suburban one-family houses and country farm houses. In each of these regions several times appeared on the surface the direct impact of mining operations. The analysis covered all events relating to the post-mining deformation impact on the building, what enabled to obtain 1732 samples. The scope of investigations was limited to buildings of traditional and traditional improved construction.

Taking advantage of fact-related materials, characterizing features were ascribed to each event: geological and mining conditions, course of mining operations, surface deformations, resistance of buildings, mining damages and costs of their removal. A considerable part of data one has placed in the computer "Data Base of Objects", designed when using the program Access'97.

On the basis of hitherto gained experience, resulting from the analysis of many cases of mining operations and their effects, the following thesis was formulated: **The costs of removal of mining damages in buildings depend on the difference between the resistance category as well as mining area category and the multiplication factor of mining impact.** The difference between the categories of the building and the area was called relative resistance.

Statistical investigations relating to the dependence between the above-mentioned variables enabled to determine the probability function of building damage and the expected cost of its repair. On their basis the probabilistic model of damage removal costs was constructed. From the carried out investigations it results, that the probability of building damage depends on the relative resistance and multiplication factor of extraction, whereas the costs of its repair depend in an essential way only on the cubature.

The application of the probabilistic model enables to predict the most probable costs and to determine the confidence interval, where on an assumed probability level the real costs will be situated.

The presented method of cost prediction of damage removal in buildings can be applied with respect to the economic analysis of planned mining operations. Its results will constitute the component of the so-called environmental costs of the undertaking.

1. WPROWADZENIE

Metoda prognozowania kosztów usuwania szkód w budynkach została opracowana w wyniku badań wpływu podziemnej eksploatacji górnictwa węglowego na budynki, szkód powodowanych tym wpływem i poniesionych kosztów ich naprawy [1]. Analizą objęto pięć rejonów na terenie Górnośląskiego Zagłębia Węglowego, reprezentujących kilka typów zabudowy mieszkaniowej. W każdym z nich prowadzono kilkakrotnie eksploatację górnictwem, co pozwoliło na uzyskanie próby 1732 zdarzeń.

Zaprezentowana metoda prognozowania kosztów usuwania szkód w budynkach może być zastosowana do analizy ekonomicznej projektowanej eksploatacji górnictwa. Jej wyniki będą stanowić składnik tzw. kosztów środowiskowych przedsięwzięcia.

Przedmiotem badań były skutki wpływów bezpośrednich eksploatacji górnictwa przejawiające się w formie deformacji ciągłych. W rejonach wybranych do badań szkody były spowodowane odkształceniami poziomymi, natomiast nie uwzględniono przypadków szkód wynikających z nachylenia terenu. Nie analizowano szkód spowodowanych wpływami pośrednimi, do których zalicza się wstrząsy, zawodnienia i osuszenia oraz obniżenia spowodowane odwodnieniem górotworu, ani też wpływami pośrednimi w formie deformacji nieciągłych.

Spośród obiektów zlokalizowanych w wybranych rejonach badaniami objęto budynki o konstrukcji tradycyjnej i tradycyjnej ulepszonej.

Budynki poddane wpływom eksploatacji górnictwa mogą ulec uszkodzeniu. Możliwość wystąpienia szkód oraz ich stopień są zależne od sytuacji geologiczno-górnictwa, cech podłoża budowlanego i cech budynku. Wykorzystując wyniki wieloletnich badań specjalistów, a także materiał statystyczny stwierdzono, że o potencjalnej szkodliwości oddziaływania eksploatacji na budynek decyduje ponad 90 czynników [4]. Są to zarówno przyczyny górnictwa, jak i konstrukcyjno-budowlane, które mają charakter losowy [2, 3].

Za miarę przyczyn górniczych przyjęto kategorię terenu górniczego K_t , określoną na podstawie odkształceń poziomych, a konstrukcyjno-budowlanych – kategorię odporności obiektu K_o . Te dwie wielkości ujęto razem jako odporność względną O_w , którą definiuje wzór

$$O_w = K_o - K_t \quad (1)$$

Odporność względną umożliwia porównywanie skutków eksploatacji powodujących odkształcenia poziome powierzchni o zróżnicowanych wartościach, w budynkach o odmiennej odporności.

Na podstawie doświadczeń, wynikających z analizy wielu przypadków eksploatacji górniczej i jej skutków [5] sformułowano następującą tezę:

Koszty usuwania szkód górniczych w budynkach są możliwe do prognozowania i zależą od różnicy między kategorią odporności i kategorią terenu górniczego oraz od krotności oddziaływania eksploatacji.

2. METODYKA PRZEPROWADZONYCH BADAŃ

Badaniami zostały objęte wszystkie elementy łańcucha przyczynowo-skutkowego:

eksploatacja górnicza → deformacje powierzchni →
uszkodzenia budynków → usuwanie szkód

oraz cechy środowiska (górotwór, budynki), w którym te procesy zachodzą. Analizie poddano cechy procesów i ich środowiska, mające wpływ na efekt końcowy, którym są koszty naprawy szkód.

Większość danych pochodziła z dokumentacji kopalń, co w istotny sposób wpłynęło na wybór rejonów badań. Ankietowano większość kopalń GZW. Ważnym kryterium selekcji była możliwość przypisania uszkodzeń budynków i kosztów ich naprawy konkretnej eksploatacji górniczej oraz określenia odporności, jaką miały budynki przed ujawnianiem się wpływów. Wynikiem rozpoznania był wybór pięciu rejonów.

Kolejnym etapem badań było gromadzenie danych o wytypowanych rejonach, umożliwiających określenie: warunków geologiczno-górniczych, przebiegu eksploatacji górniczej, deformacji powierzchni, cech budynków, szkód górniczych i kosztów ich usuwania. Znaczną część danych umieszczono w komputerowej „Bazie Danych o Obiektach”, zaprojektowanej za pomocą programu Access'97 na użytek podjętych badań.

Badania obejmowały zarówno prawdopodobieństwo uszkodzenia budynków, jak i koszty ich naprawy. Ponadto określono przeciętne proporcje między kosztami naprawy budynków i kosztami przywrócenia funkcji innych elementów zagospodarowania powierzchni na terenach zabudowy mieszkaniowej. Badania przeprowadzono przy użyciu metod statystyki matematycznej, korzystając z programu komputerowego Statistica PL.

W badaniach wszystkie koszty remontów przeliczono na koszty z 2000 roku, stosując współczynnik wzrostu cen 1 m² powierzchni użytkowej budynku mieszkalnego.

3. REJONY BADAWCZE

Do badań wytypowano pięć rejonów z terenu Górnośląskiego Zagłębia Węglowego o zróżnicowanej zabudowie:

- Rejon ulicy Kościuszki w śródmieściu Katowic – wielkomiejska zabudowa mieszkaniowa z przełomu XIX i XX wieku, którą tworzą budynki mieszkalne lub mieszkalne z dolnymi kondygnacjami handlowo-usługowymi, usytuowane głównie w ciągach ulicznych oraz garaże zlokalizowane w oficynach. Z reguły są to obiekty niezabezpieczone przed wpływami górniczymi, o kategorii odporności 1 lub 2. Eksploatacja górnicza, prowadzona w śródmieściu trzykrotnie, powodowała na powierzchni odkształcenia poziome nieprzekraczające wartości dopuszczalnych dla terenów I kategorii.
- Rejon Alei Korfantego w śródmieściu Katowic – w jego wielkomiejskiej zabudowie można wyróżnić dwa typy: zwartą z przełomu XIX i XX wieku oraz rozproszoną z lat sześćdziesiątych i siedemdziesiątych XX wieku. Część starsza ma takie same cechy jak w rejonie pierwszym. W części nowszej są usytuowane budynki użyteczności publicznej i garaże, wolnostojące, zabezpieczone przed wpływami górniczymi. Większość budynków ma kategorię odporności 1 lub 2. Eksploatacja górnicza, prowadzona w tej części śródmieścia, czterokrotnie powodowała na powierzchni odkształcenia poziome nieprzekraczające dopuszczalnych dla terenów I kategorii.
- Śródmieście Sosnowca – zróżnicowana zabudowa centrum dużego miasta z końca XIX i pierwszej połowy XX wieku oraz z lat sześćdziesiątych i siedemdziesiątych XX. Budynki starsze, w większości mieszkalne i mieszkalne z dolnymi kondygnacjami handlowo-usługowymi, są usytuowane w ciągach ulicznych. Nowsze, głównie handlowo-usługowe i użyteczności publicznej, są obiektami wolnostojącymi. Zabezpieczenia przed wpływami górniczymi ma połowa budynków, najczęściej mają 2 kategorię odporności. W tym rejonie eksploatację prowadzono dwukrotnie: pierwsza spowodowała deformacje powierzchni I, II i III kategorii, późniejsza – I kategorii.
- Markłowice-Chałupki – przykład wiejskiej zabudowy zagrodowej, złożonej z wolnostojących budynków mieszkalnych i gospodarczych, w większości wzniesionych po 1945 roku. W analizowanym okresie w znacznej części budynków wprowadzono zabezpieczenia, dzięki czemu ich przeciętna odporność wzrosła z 2 do 4 kategorii. Prowadzone w tym rejonie eksploatacje górniczne powodowały następujące deformacje powierzchni: pierwsza – II kategorii, druga – III kategorii, a ostatnia – III i IV kategorii.
- Jaworzno-Jeziorki – przykład zabudowy jednorodzinnej typu podmiejskiego, powstałej po 1945 roku. Składają się na nią wolnostojące budynki mieszkalne o odporności 3 lub 4 kategorii. Ponad połowa ma zabezpieczenia przed wpływami górniczymi. Obydwie, prowadzone w tym rejonie eksploatacje spowodowały odkształcenia poziome nieprzekraczające na przeważającym obszarze dopuszczalnych dla II kategorii, jednak w czasie drugiej większa liczba budynków znalazła się w zasięgu I, III i IV kategorii.

4. BADANIA STATYSTYCZNE POPULACJI PRÓBNEJ

W każdym z rejonów wystąpiło wiele zdarzeń spowodowanych oddziaływaniem eksploatacji górniczej na budynek. Wszystkie razem utworzyły populację próbną o liczebności 1732. Biorąc pod uwagę wyniki dotychczasowych badań, przyjęto, że cechami opisującymi te zdarzenia, są:

- zmienne niezależne:
 - kubatura budynku V ,
 - odporność względna O_w , zdefiniowana wzorem (1),
 - krotność eksploatacji w , czyli liczba określająca jej pozycję w szeregu chronologicznym eksploatacji oddziałujących na dany budynek;
- zmienne zależne:
 - uszkodzenie budynku U , przyjmujące wartość 1 w tych zdarzeniach, w których budynek uległ uszkodzeniu oraz 0 w przypadku przeciwnym,
 - koszty usuwania szkód w budynku k .

Analiza cech opisujących zdarzenia i kryteriów doboru danych statystycznych wykazała, że obserwacje nie mają na siebie wzajemnego wpływu. Warunek niezależności zdarzeń został spełniony w wyniku przyjęcia następujących założeń:

- przed każdą eksploatacją przeprowadzano inwentaryzację budynków,
- po każdej eksploatacji usuwano spowodowane nią szkody w budynkach.

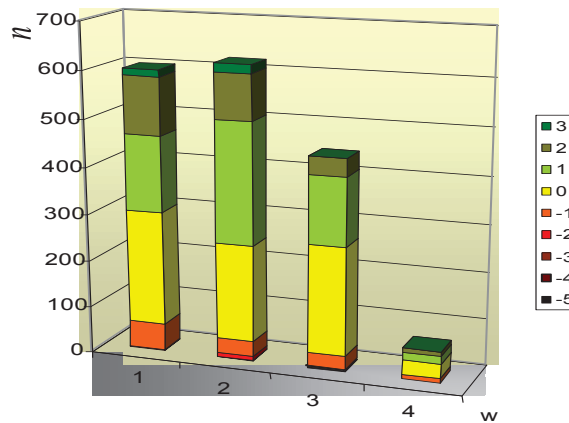
4.1. Charakterystyka cech badanej próby

Struktura badanej próby ze względu na odporność względną budynków wykazała, że w większości badanych zdarzeń (92%) kategoria terenu górniczego nie przekraczała kategorii odporności budynków. Najliczniejsze były grupy o odporności względnej 0 (41%) oraz +1 (34%). Biorąc pod uwagę krotność eksploatacji (rys. 1), można stwierdzić, że największa część zdarzeń to drugie i pierwsze oddziaływanie na budynek – odpowiednio 36% i 35%. Najmniej liczna była grupa o najwyższej, czwartej krotności.

W badaniach wzięto pod uwagę budynki o zróżnicowanej wielkości; największy z nich miał 22,5 tys. m³. Kubaturę nie większą niż 1 tys. m³ miała prawie połowa, a 10 tys. m³ tylko 4%.

Najwyższy koszt remontu budynku to 385,5 tys. zł, ale nie większych niż 100,0 tys. zł było 82% przypadków. Największe liczebności mają przedziały 0÷10 tys. zł i 10÷20 tys. zł.

Powyższa analiza wykazała, że rozkłady wszystkich zmiennych odbiegają od rozkładu normalnego. Potwierdziły to wyniki przeprowadzonego testu W Shapiro-Wilka.



Rys. 1. Częstość klas populacji próbnej ze względu na krotność eksploatacji wraz ze strukturą odporności względnej: w – eksploatacja, n – liczba budynków

Fig. 1. Frequency of sampling population classes considering the multiplication factor of extraction along with the structure of relative resistance: w – extraction, n – number of buildings

4.2. Badanie zależności między cechami populacji próbnej

W przypadkach, gdy zmienne nie mają rozkładu normalnego, do badań korelacji stosuje się statystyki nieparametryczne. Należy do nich, zastosowana w badaniach, statystyka rang Spearmana, która służy do badania korelacji liniowej. Współczynnik korelacji R rang Spearmana pozwala na ocenę stopnia proporcjonalności wartości zmiennych. Jego kwadrat, tzw. współczynnik determinacji, określa, jaka część zmiennej zależnej jest tłumaczona zmiennością zmiennej niezależnej.

Weryfikacji hipotezy zerowej (o braku zależności między zmiennymi) dokonano przy użyciu testu t Studenta lub testu F Fishera-Snedecora. Pozwalają one na wyznaczenie poziomu istotności p współczynnika korelacji. Gdy poziom istotności nie przekracza poziomu krytycznego α , otrzymany współczynnik korelacji R można uznać za istotny. Przyjęto $\alpha = 0,05$.

Dla zmiennych, między którymi stwierdzono istnienie korelacji przynajmniej przeciętnej, wyznaczono model regresji. Parametry równania regresji były szacowane metodą najmniejszych kwadratów. Ich istotność określono przy zastosowaniu testu t Studenta.

W badaniach prawdopodobieństwa uszkodzenia budynku zastosowano model regresji logistycznej. W tym przypadku parametry wyznaczono metodą największej wiarygodności, a do oceny ich istotności użyto testu χ^2 .

4.2.1. Korelacja uszkodzeń z odpornością względną i krotnością eksploatacji

W badaniach zastosowano podział próby na grupy ze względu na zmienne niezależne. Na podstawie doświadczeń i wyników wstępnej analizy przyjęto, że cechami,

których wpływ na uszkodzenia należy ocenić, są: odporność względna O_w i krotność eksploatacji w . Dla każdej z grup określono częstość klasy uszkodzeń g_U o wartości 1, obliczoną według wzoru

$$g_U^{i,j} = \frac{\sum_{n=1}^{N^{i,j}} U_n^{i,j}}{N^{i,j}} \quad (2)$$

gdzie:

$g_U^{i,j}$ – częstość uszkodzeń w grupie o i -tej odporności względnej i j -tej krotności eksploatacji,

$U_n^{i,j}$ – wartość zmiennej uszkodzenie w n -tej obserwacji,

$N^{i,j}$ – liczebność grupy o i -tej odporności względnej i j -tej krotności eksploatacji.

Badania zależności częstości uszkodzeń od odporności względnej i krotności eksploatacji wykazały istnienie korelacji bardzo wysokiej ($R = 0,8645$). Jednak na założonym poziomie istotności niemożliwe było przyjęcie oceny wyrazu wolnego. Po usunięciu z modelu tego parametru uzyskano następujące równanie regresji wielokrotnej

$$g_U = 0,151w - 0,092O_w \quad (3)$$

Poziom istotności modelu, wyznaczony przy użyciu testu F Fishera-Snedecora, jest znacznie mniejszy od krytycznego. Współczynnik korelacji wskazuje na korelację prawie pełną. Współczynnik determinacji świadczy o tym, że prawie 90% zmienności częstości uszkodzeń należy tłumaczyć zmiennością zmiennych niezależnych.

Błąd standardowy estymacji wyznaczonego modelu regresji wynosi 0,114. Jest to błąd częstości występowania uszkodzeń w grupie budynków, gdyż zmienną zależną jest cecha grupy.

Częstość uszkodzeń jest równoważna prawdopodobieństwu wystąpienia szkody. Do badań prawdopodobieństwa, że zmienna uszkodzenia przyjmie wartość 1 zastosowano model regresji logistycznej. Równanie modelu, wyznaczone na podstawie danych statystycznych, jest następujące

$$P(U = 1 | O_w, w) = \frac{e^{-2,498 - 0,581O_w + 0,785w}}{1 + e^{-2,498 - 0,581O_w + 0,785w}} \quad (4)$$

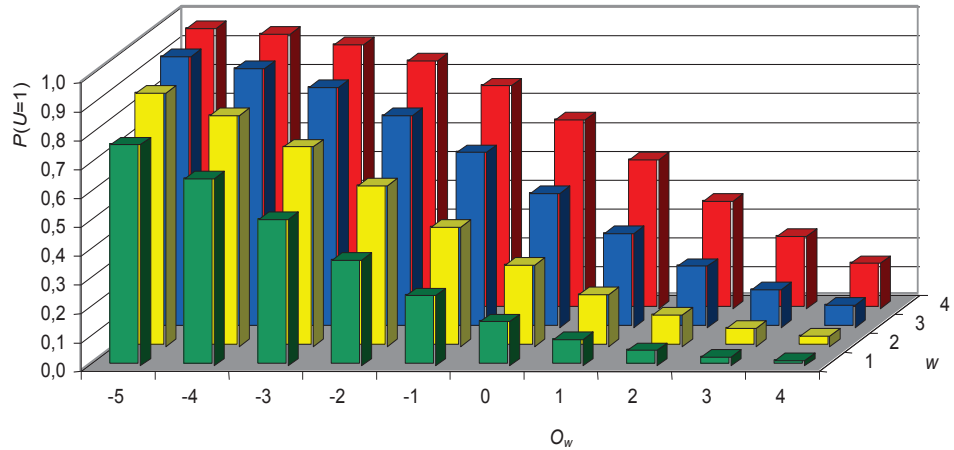
a modelu w postaci logitowej

$$\text{logit } P(U) = -2,498 - 0,581O_w + 0,785w \quad (5)$$

gdzie:

$P(U = 1 | O_w, w)$ – prawdopodobieństwo, że zmienna U przyjmie wartość 1 dla wartości zmiennych niezależnych O_w, w .

Model zilustrowano wykresem słupkowym (rys. 2). Test χ^2 wykazał, że na poziomie istotności 0,05 należy odrzucić hipotezę zerową, a prawdopodobieństwo popełnienia błędu przez przyjęcie modelu jako reprezentatywnego dla populacji generalnej wynosi 0,0000. Na tym samym poziomie istotności uzyskano oceny wszystkich współczynników równania. Wyznaczony model regresji logistycznej wskazuje na to, że prawdopodobieństwo uszkodzenia budynku jest zależne równocześnie od dwóch zmiennych: odporności względnej i krotności eksploatacji. Przy czym wzrasta, gdy maleje odporność względna lub zwiększa się krotność eksploatacji.



Rys. 2. Zależność prawdopodobieństwa uszkodzenia budynku $P(U)$ od odporności względnej O_w i krotności eksploatacji w

Fig. 2. Dependence of probability of building damage $P(U)$ on the relative resistance O_w and multiplication factor of extraction w

Błąd standardowy estymacji modelu w postaci logitowej wynosi 2,616, natomiast błąd modelu logistycznego, wyznaczony z wzoru na wariancję funkcji dwóch zmiennych

$$\sigma^2(\hat{P}) = 6,846 \left(\frac{e^{\text{logit}\hat{P}}}{1 + e^{\text{logit}\hat{P}}} \right)^2 \quad (6)$$

4.2.2. Badanie korelacji kosztów usuwania szkód z odpornością względną, krotnością eksploatacji i kubaturą budynków

Badania zależności kosztów usuwania szkód od odporności względnej wykazały, że na założonym poziomie istotności nie można odrzucić hipotezy zerowej. Również niemożliwe było stwierdzenie istotnej korelacji kosztów usuwania szkód z krotnością eksploatacji.

Analiza rozkładu wartości obserwowanych kosztów względem kubatury wykazała, że ich rozrzut wzrasta wraz ze wzrostem kubatury. W związku z tym korelację tych

dwóch zmiennych badano w grupach budynków, utworzonych ze względu na ich wielkość. Najwyższy współczynnik korelacji rang Spearmana uzyskano dla budynków do 6000 m³. W tej grupie zmiany kosztów są w 31% tłumaczone zmianami kubatury.

Dla budynków do 6000 m³ otrzymano następujące równanie modelu regresji (rys. 3)

$$k = \exp(9,09294 + 0,335685 V) \quad (7)$$

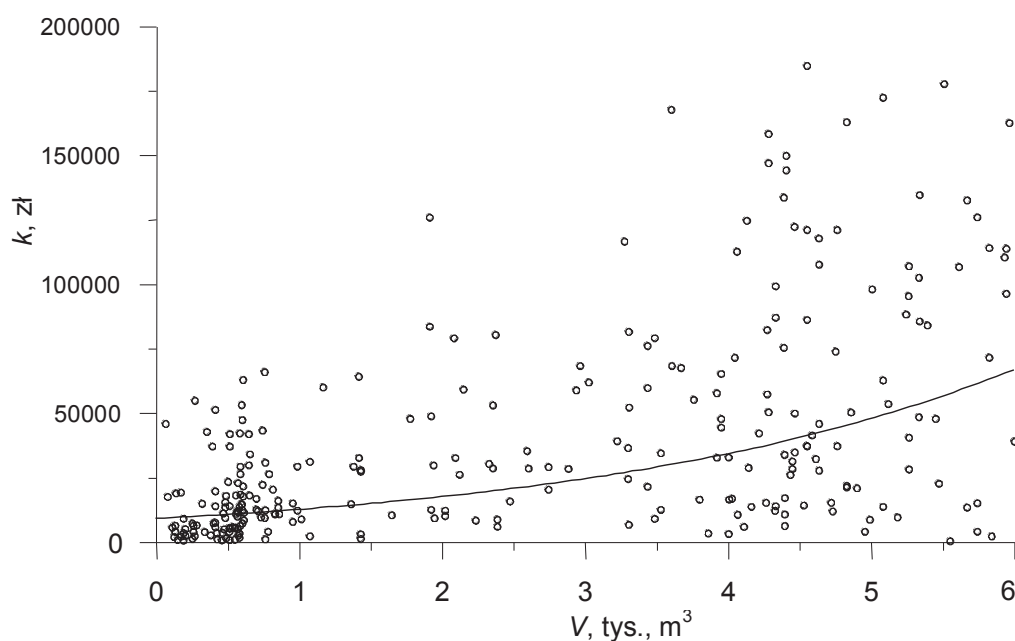
gdzie:

k – koszty usuwania szkód, zł,

V – kubatura, tys. m³.

Błąd standardowy estymacji tego modelu wynosi 1,07280, natomiast wariancja oszacowania $\sigma^2(\hat{k})$ jest proporcjonalna do wielkości kosztów

$$\sigma^2(\hat{k}) = 1,15090\hat{k}^2 \quad (8)$$



Rys. 3. Model regresji zależności kosztów usuwania szkód (k) od kubatury (V)

Fig. 3. Model of regression dependence of damage removal costs (k) on the cubature (V)

Badania korelacji wielokrotnej kosztów usuwania szkód wskazały na ich istotną zależność od kubatury, ale nie pozwoliły na stwierdzenie wpływu odporności względnej i krotności eksploatacji na ich wysokość.

5. METODA PROGNOZOWANIA KOSZTÓW USUWANIA SZKÓD W BUDYNKACH NA TERENACH GÓRNICZYCH

5.1. Model probabilistyczny

W wyniku przeprowadzonych badań statystycznych wyznaczono empiryczne funkcje regresji prawdopodobieństwa uszkodzeń (wzór 4) i kosztów usuwania szkód (wzór 7), które umożliwiają budowę modelu probabilistycznego.

Iloczyn prawdopodobieństwa uszkodzenia i kosztów usuwania szkód pod warunkiem uszkodzenia można nazwać „kosztami prawdopodobnymi” k_p

$$k_p = \exp(9,09294 + 0,335685V) \frac{e^{-2,498-0,581O_w+0,785w}}{1 + e^{-2,498-0,581O_w+0,785w}} \quad (9)$$

Wartość prawdopodobna kosztów usuwania szkód k_p jest funkcją trzech zmiennych. Korzystając ze wzoru ogólnego na wariancję funkcji wielu zmiennych sformułowano zależność umożliwiającą obliczenie wariancji dowolnej przewidywanej wartości prawdopodobnego kosztu naprawy

$$\sigma^2((\hat{K}_p)_i) = \hat{P}_i^2 \sigma^2(\hat{K}_i) + \hat{K}_i^2 \sigma^2(\hat{P}_i^2) \quad (10)$$

gdzie:

- $(\hat{K}_p)_i$ – przewidywany prawdopodobny koszt naprawy i -tego budynku,
- \hat{P}_i – przewidywane prawdopodobieństwo uszkodzenia i -tego budynku,
- \hat{K}_i – przewidywany koszt naprawy i -tego budynku pod warunkiem jego uszkodzenia.

Zastosowanie wzoru 10 wymaga określenia wariancji dowolnych przewidywanych wartości kosztu \hat{K}_i oraz prawdopodobieństwa \hat{P}_i .

Po wstawieniu wzoru (8) na wariancję oszacowania do wzoru ogólnego na błąd predykcji funkcji jednej zmiennej otrzymano

$$\sigma^2(\hat{K}_i) = \hat{k}_i^2 \left(1,15515 + \frac{(2,52335 - V_i)^2}{892,203} \right) \quad (11)$$

Wykorzystanie wzoru ogólnego na błąd predykcji funkcji dwóch zmiennych oraz wzoru (6) na wariancję oszacowania prawdopodobieństwa pozwoliło na sformułowanie wzorów na wariancję dowolnej przewidywanej wartości prawdopodobieństwa. Obliczone na ich podstawie błędy standardowe predykcji modelu zamieszczono obok prawdopodobieństwa uszkodzeń budynków w tablicy 1.

Tablica 1. Prawdopodobieństwo uszkodzenia budynku oraz jego wariancja i błąd standardowy predykcji

Krotność eksploatacji w	Odporność względna O_w	Prawdopodobieństwo uszkodzenia P	Wariancja prawdopodobieństwa $\sigma^2(P)$	Błąd standardowy prawdopodobieństwa $\sigma(P)$
1	-1	0,2438	0,2335	0,4832
	0	0,1528	0,1150	0,3391
	+1	0,0917	0,0476	0,2181
	+2	0,0535	0,0176	0,1326
2	-1	0,4142	0,4042	0,6358
	0	0,2835	0,2827	0,5317
	+1	0,1813	0,1509	0,3885
	+2	0,1102	0,0660	0,2569
3	-1	0,6080	0,3905	0,6249
	0	0,4646	0,4245	0,6515
	+1	0,3269	0,3320	0,5762
	+2	0,2137	0,1939	0,4403

5.2. Założenia metody

5.2.1. Zakres stosowania metody

Przedmiotem prognozy, przeprowadzonej przy zastosowaniu opracowanej metody, może być zabudowa mieszkaniowa spełniająca następujące warunki:

- budynki mają konstrukcję tradycyjną lub tradycyjną ulepszoną i ich kubatura nie przekracza 6 tys. m³,
- na powierzchni ujawniają się tylko bezpośrednie wpływy eksploatacji górniczej w formie deformacji ciągłych,
- źródłem przewidywanych szkód nie będą nachylenia powierzchni (metoda dotyczy oddziaływania odkształceń poziomych powierzchni na budynki),
- odporność względna jest zawarta w przedziale $\langle -1, +2 \rangle$,
- krotność eksploatacji jest nie wyższa niż 3.

Metoda może mieć zastosowanie tylko w takich przypadkach, gdy dysponuje się:

- danymi z inwentaryzacji budynków, przeprowadzonej metodą punktową,
- rozpoznaniem przebiegu eksploatacji dokonanej w analizowanym rejonie,
- wynikami prognozy deformacji powierzchni.

5.2.2. Algorytm prognozowania kosztów usuwania szkód w budynkach

Prognozowanie kosztów usuwania szkód według opracowanej metody składa się z następujących etapów:

I. Przygotowanie danych

Pierwszym etapem prognozowania jest przygotowanie następujących danych o budynkach:

- kubatura V , tys. m³,

- kategoria odporności budynku K_o , określona metodą punktową,
- prognozowane deformacje terenu, określone kategorią terenu górniczego K_t wyznaczoną z odkształceń poziomych,
- krotność eksploatacji w .

II. Obliczenie kosztów usuwania szkód

W celu obliczenia przewidywanych kosztów usuwania szkód w grupie n budynków, należy:

- określić prawdopodobieństwo uszkodzenia i -tego budynku P_i przy wykorzystaniu tablicy 1,
- obliczyć koszty usuwania szkód w i -tym budynku K_i , pod warunkiem ich wystąpienia, zgodnie ze wzorem (7),
- obliczyć prawdopodobne koszty usuwania szkód w i -tym budynku korzystając z zależności

$$(K_p)_i = K_i P_i \quad (12)$$

- zsumować przewidywane prawdopodobne koszty usuwania szkód we wszystkich budynkach.

III. Ocena dokładności prognozy

W celu wyznaczenia błędu standardowego prognozowanych sumarycznych kosztów, należy:

- określić wariancję przewidywanej wartości prawdopodobieństwa uszkodzenia i -tego budynku $\sigma^2(P_i)$ przy wykorzystaniu tablicy 1,
- obliczyć wariancję przewidywanej wartości kosztów usuwania szkód w i -tym budynku, pod warunkiem ich wystąpienia, zgodnie ze wzorem (11),
- obliczyć wariancję przewidywanej wartości prawdopodobnych kosztów usuwania szkód w i -tym budynku wykorzystując wzór (10),
- obliczyć błąd standardowy przewidywanych sumarycznych kosztów usuwania szkód

$$\sigma^2 \sum_{i=1}^n (\hat{K}_p)_i = \sum_{i=1}^n \sigma^2 ((\hat{K}_p)_i) \quad (13)$$

- określić granice przedziału ufności kosztów usuwania szkód na założonym poziomie prawdopodobieństwa

$$\left(\sum_{i=1}^n (K_p)_i \right) - t\sigma \sum_{i=1}^n (K_p)_i < \sum_{i=1}^n (K_p)_i < \left(\sum_{i=1}^n (K_p)_i \right) + t\sigma \sum_{i=1}^n (K_p)_i \quad (14)$$

gdzie t jest wartością statystyki t Studenta dla założonego poziomu ufności.

IV. Przeliczenie wyników prognozy na ceny obecnie obowiązujące

W zaprezentowanym modelu kosztów usuwania szkód w budynkach uwzględniono ceny z 2000 roku. Dlatego też, wyznaczone przy jego zastosowaniu koszty remontów oraz błędy prognozy należy przeliczać na ceny aktualne.

6. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

1. Wielkość kosztów usuwania szkód ma charakter losowy. Jest to wynik realizacji pojedynczego zdarzenia, jakim jest oddziaływanie eksploatacji górniczej na budynek. Cechami tego zdarzenia o charakterze losowym są: kategoria terenu górniczego i kategoria odporności budynku.
2. Zastosowanie badań statystycznych pozwoliło na zbudowanie modelu probabilistycznego wartości prawdopodobnej kosztów usuwania szkód w budynku, która jest iloczynem prawdopodobieństwa uszkodzenia i kosztów naprawy. Prawdopodobieństwo uszkodzenia zależy od odporności względnej i krotności eksploatacji, natomiast koszty są zależne od kubatury.
3. Z przeprowadzonych badań wynika, że w przypadkach, gdy kategoria terenu górniczego od kategorii odporności budynku nie jest większa niż o 1 i nie mniejsza niż o 2 oraz od kategorii odporności budynku oraz krotność eksploatacji jest nie większa niż 3:
 - prawdopodobieństwo uszkodzenia budynku maleje ze wzrostem odporności względnej,
 - prawdopodobieństwo uszkodzenia budynku wzrasta ze wzrostem krotności eksploatacji,
 - na wartość kosztu usuwania szkody w budynku, pod warunkiem jego uszkodzenia, ma wpływ jego kubatura; im większy budynek, tym większy koszt jego naprawy.

Literatura

1. Kaszowska O.: *Metoda prognozowania kosztów usuwania szkód w budynkach na terenach górniczych*. Katowice, Główny Instytut Górnictwa 2001 (praca doktorska).
2. Piwowarski W.: *Estymacja modeli regresji typu zagrożenie obiektów budowlanych a wskaźniki deformacji terenu górniczego*. Materiały konferencyjne. IV Dni Miernictwa Górniczego i Ochrony Terenów Górniczych. Kraków, Akademia Górniczo-Hutnicza 1997.
3. Popiołek E., Ostrowski J.: *Czynniki determinujące dokładność prognozy uszkodzeń obiektów budowlanych w obszarze wpływów eksploatacji górniczej*. Materiały konferencyjne. Second World Mining Environment Congress. Katowice, Główny Instytut Górnictwa 1997.
4. Seidler A., Opalski J., Pacuła M., Szypuła H.: *Sposoby przewidywania i określania uszkodzeń górniczych w budynkach*. Materiały z Prac Rady. Państwowa Rada Górnictwa. Warszawa, Wydaw. Geologiczne 1965.
5. *Zależność kosztów usuwania szkód górniczych w obiektach kubaturowych od krotności eksploatacji górniczej*. Praca zbiorowa pod kierunkiem O. Kaszowskiej. Projekt Badawczy Własny 9 T12A 029 14. Dokumentacja Głównego Instytutu Górnictwa. Katowice 1998.

Recenzent: dr inż. Lucjan Muszyński