

Statystyczno-stochastyczne prognozowanie stanu technicznego przyłączy kamionkowych

Dr hab. inż. Andrzej Raganowicz

Zweckverband zur Abwasserbeseitigung im Hachinger Tal, Taufkirchen, Niemcy

Sieci kanalizacyjne są najdroższym i najbardziej skomplikowanym technicznie komponentem infrastruktury miejskiej. Funkcjonujące pod powierzchnią terenu niewidoczne obiekty przedstawiają dużą wartość kapitałową, która wskutek odpisów ulega systematycznej degradacji. Przewody kanalizacyjne podlegają również permanentnemu, w sensie technicznym, procesowi starzenia. Degradacja techniczna ma charakter strukturalno-eksploatacyjny. Zarejestrowane uszkodzenia powstają w procesie produkcji rur, w trakcie ich transportu i składowania na placu budowy, w fazie realizacji inwestycji, jak również w ramach eksploatacji. Uszkodzenia prowadzą do utraty dyspozycyjności infrastruktury kanalizacyjnej, którą definiują trzy fundamentalne wymogi, a mianowicie: funkcjonalność, szczelność i nośność. Eksploatatorzy obiektów kanalizacyjnych ponoszą pełną odpowiedzialność za te trzy warunki niezawodnego funkcjonowania sieci. Nieszczelne i nienośne przewody mogą mieć dla eksploatatora poważne konsekwencje prawne. Otóż warunek nośności zapewnia bezpieczeństwo ruchu kołowego i życia ludzkiego, a warunek szczelności jest elementem ochrony środowiska naturalnego, szczególnie ochrony wód gruntowych stanowiących rezerwuar wody pitnej.

W celu zapewnienia pełnej dyspozycyjności sieci kanalizacyjnej należy ją poddawać systematycznym zabiegom renowacyjnym hamującym zarówno degradację kapitałową, jak i techniczną. Jedną z możliwości racjonalnego planowania odnowy są modele statystyczno-stochastycznego prognozowania stanu technicznego przewodów kanalizacyjnych. W artykule przedstawiono kompleksową metodykę modelowania procesów starzeniowych obiektów kanalizacyjnych na podstawie rozkładu eksponencjalnego w połączeniu z symulacjami matematycznymi metodą Monte-Carlo i stochastycznym modelem Markowa. Badania modelowe obejmują przyłącza kamionkowe (DN 100-200 mm) operujące powyżej wody gruntowej w bawarskiej gminie Oberhaching. Bazowym założeniem przeprowadzonych badań jest korelacja między stanem technicznym poszczególnych przyłączy i ich wiekiem. W ujęciu statystycznym można sformułować tezę, że im starszy jest przewód, tym gorszy jest jego stan techniczny. Wybór rozkładu eksponencjalnego wynikał z próby uproszczenia czasochłonnych procedur matematycznych. Stan techniczny przyłączy sklasyfikowano według normy niemieckiej DIN 1986-30 [2] przewidującej tylko trzy stany techniczne. Bazą danych empirycznych były wyniki kompletnej inspekcji optycznej przeprowadzonej w 2010 roku.

Wszystkie algorytmy obliczeniowe i symulacje matematyczne oparte są na programie EXCEL w wersji 2010.

CHARAKTERYSTYKA PRZYŁĄCZY KAMIONKOWYCH

Badana próba losowa składa się z 406 przyłączy kamionkowych (DN 100-200 mm) funkcjonujących powyżej wody gruntowej w gminie Oberhaching położonej w pobliżu Monachium.

Obiekty te łączą z reguły kanał publiczny ze studzienką rewizyjną zlokalizowaną na terenie prywatnej posesji. Zgodnie z takim rozwiązaniem są one eksploatowane do granicy parceli przez eksploatatora publicznego, a od granicy przez właściciela parceli.

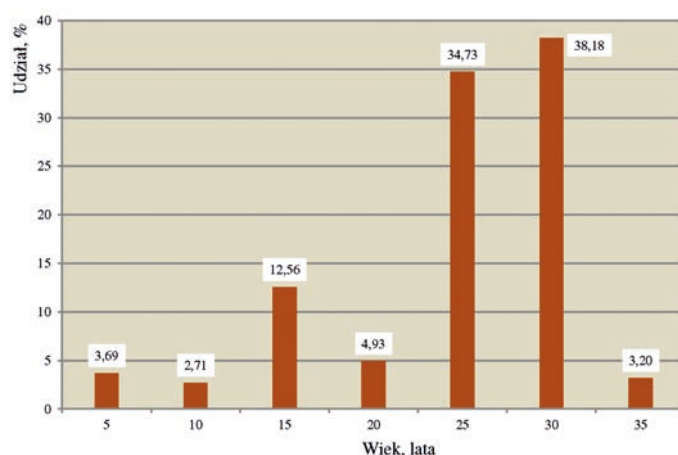
Badanie telewizyjne 406 przyłączy przeprowadzono kamerą satelitarną typu ORION firmy niemieckiej IBAK w 2010 roku. Udokumentowane uszkodzenia oraz stan techniczny przyłączy sklasyfikowano według trzystopniowej skali (S3, S2, S1) zgodnie z normą DIN 1986-30 [2]. Przy czym najlepszym stanem jest S3, a najgorszym jest stan S1. Uszkodzenia stanu S3 mają marginalny charakter albo w ogóle nie występują. Stan S1 jest stanem krytycznym wymagającym natychmiastowej interwencji w formie rehabilitacji technicznej.

Na podstawie trzystopniowej klasyfikacji stanu technicznego ustalono następujące populacje badanych prób losowych:

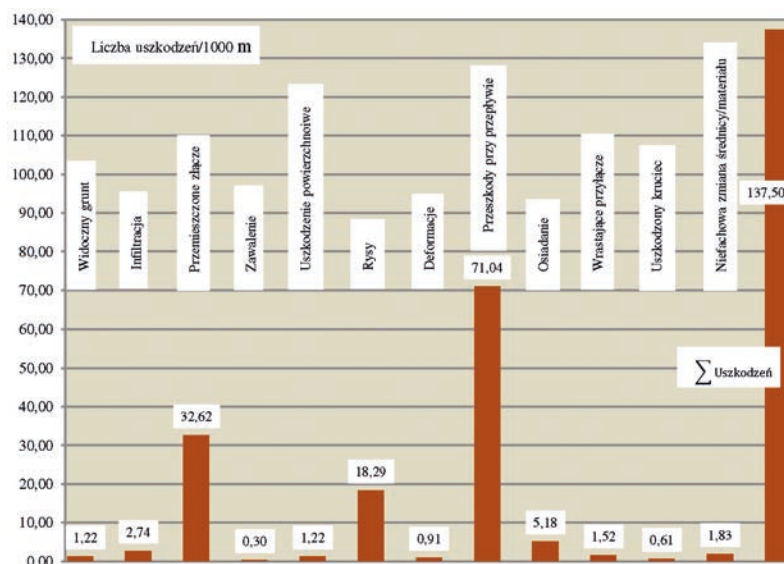
- stan S3: 237 przyłączy,
- stan S2: 93 przyłącza,
- stan S1: 76 przyłączy.

Najmniejsza próba losowa składa się z 76 elementów dających gwarancję uzyskania miarodajnych wyników badań. Na potrzeby dalszych analiz przyjęto założenie, że granica między stanem S2 i stanem S1 ma istotne znaczenie eksploatacyjne, ponieważ opisuje ona przejście przewodów od strefy zarezerwowanej dla zabiegów konserwacyjnych do strefy zarezerwowanej dla zabiegów renowacyjnych. Innym ważnym parametrem prognozowania procesów starzeniowych obiektów kanalizacyjnych jest ich wiek odniesiony do roku przeprowadzenia inspekcji optycznej. Na rys. 1 przedstawiono strukturę wieku badanych przyłączy. Z analizy tego rozkładu wynika, że najliczniejszą grupę tworzą 25- i 30-letnie przyłącza stanowiące 73% całej badanej populacji.

Natomiast wyniki analizy uszkodzeń przedstawiono na rys. 2. Najczęściej udokumentowanymi uszkodzeniami, ty-



Rys. 1. Struktura wieku badanych przyłączy odniesiona do roku inspekcji optycznej



Rys. 2. Częstotliwość uszkodzeń badanych przyłączy

powymy dla rur kamionkowych, są przeszkody przy przepływie (52%), rysy (13%) i przeszczerzenia połączeń rur (24%). W grupie uszkodzeń przeszkody przy przepływie największy udział mają wrastające korzenie. Na podstawie rozkładu uszkodzeń ustalono ważny wskaźnik stanu technicznego jakim jest częstotliwość uszkodzeń. Dla badanej próby losowej wynosi ona 137 uszkodzeń na 1000 m. Wynik ten w znacznym stopniu przekracza powszechnie znaną daną eksploatacyjną wynoszącą ca. 100 uszkodzeń na 1000 m.

Z charakterystyki badanych przyłączy wynika, że obiekty te po 30 latach eksploatacji wykazują ogólnie dobry stan techniczny, a udokumentowane uszkodzenia są typowe dla sztywnych rur kamionkowych. Najstarsze przyłącza funkcjonują od 35 lat, to znaczy, że zbudowano je w połowie lat 70. ubiegłego stulecia. Okres ten jeszcze dobrze wpisuje się w powojenny boom inwestycyjny charakteryzujący się szybką i nie zawsze fachową realizacją liniowych obiektów kanalizacyjnych. Ważną informacją dotyczącą produkcji niemieckich rur kamionkowych jest fakt, że począwszy od 1965 roku były one wyposażane w fabrycznie montowane uszczelki z tworzyw sztucznych. Duża liczba wrastających korzeni świadczy o niewystarczającym stopniu zagęszczenia podsypki i wypełnienia wykupu.

Podsumowując charakterystykę badanych obiektów można stwierdzić, że próba losowa składająca się z 406 przyłączy jest jednorodna ze względu na materiał roboczy, średnicę, warunki gruntowo-wodne oraz obciążenie ruchem kołowym. Ostatni warunek jest wynikiem przyjęcia założenia, że wszystkie drogi gminne, w ramach których przebiegają przyłącza, są jednakowo obciążone. Jednorodność próby losowej zapewnia reprezentatywny charakter wyników podjętych badań modelowych.

STATYSTYCZNO-STOCHASTYCZNE PROGNOZOWANIE STANU TECHNICZNEGO PRZYŁĄCZY KAMIONKOWYCH

W celu uproszczenia procedur matematycznych badania modelowe oparto na rozkładzie eksponencjalnym λ . Podstawą analizy statystycznej próby losowej jest empiryczna funkcja

rozkładu $F_e(t)$ i empiryczna funkcja gęstości rozkładu $f_e(t)$ dla trzech stanów technicznych (S3, S2, S1). Na podstawie analizy tych dwóch funkcji podjęto decyzję, że najbardziej korzystnym rozkładem będzie funkcja eksponencjalna $F(t)$:

$$F(t) = 1 - \exp(-\lambda / t) \quad (1)$$

gdzie:

λ – parametr rozkładu eksponencjalnego,

t – wiek przewodów [lata].

Funkcję gęstości rozkładu $f(t)$ uzyskuje się przez zróżniczkowanie funkcji rozkładu $F(t)$ względem zmiennej t :

$$f(t) = dF(t) / dt = \lambda \exp(-\lambda / t) \quad (2)$$

Funkcja niezawodności (funkcja survival) jest komplementarna w stosunku do funkcji rozkładu:

$$S(t) = 1 - F(t) = \exp(-\lambda / t) \quad (3)$$

Parametry rozkładu dla poszczególnych stanów technicznych ustalono metodą Maximum-Likelihood:

$$\lambda_{3,2,1} = 1 / \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i \quad (4)$$

gdzie:

n – populacja próby losowej,

t_i – wiek przewodów [lata].

Kalibrację przyjętego modelu przeprowadzono stosując test Kołmogorowa-Smirnowa (K-S). Jeżeli wynik tego testu jest pozytywny, to prawdziwa jest tak zwana hipoteza zerowa H_0 wyrażająca, że teoretyczna funkcja rozkładu z wystarczającą dokładnością opisuje dane empiryczne. Miara tej dokładności jest dystans krytyczny D_{kryt} , który musi być większy od największego dystansu bezwzględnego między funkcją empiryczną i teoretyczną. Jeżeli hipoteza zerowa H_0 jest prawdziwa, to funkcja empiryczna jest równa w przybliżeniu funkcji teoretycznej:

$$F_e(t_i) \approx F(t_i) \quad (5)$$

gdzie:

$F_e(t_i)$ – funkcja empiryczna,

$F(t_i)$ – funkcja teoretyczna.

W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej H_0 nie można opisać danych empirycznych funkcją teoretyczną.

Algorytm testu K-S ma następujący schemat [5]:

- wyznaczenie wartości funkcji empirycznej

$$F_e(t) = 1/n \quad (6)$$

- wyznaczenie wartości funkcji teoretycznej

$$F(t) = 1 - \exp(-\lambda/t) \quad (7)$$

- ustalenie maksymalnego dystansu bezwzględnego

$$(-)D = |F_e(t_i) - F(t_i)| \quad (8)$$

$$(+)D = |F(t_i) - F_e(t_i)| \quad (9)$$

- wyznaczenie dystansu krytycznego

$$D_{kryt} = \sqrt{\ln(2/n)/\sqrt{n}} \quad (10)$$

- porównanie maksymalnego dystansu bezwzględnego z dystansem krytycznym

$$\max[(+)D / (-)D] < D_{kryt} \quad (11)$$

Wynik testu K-S dla próby losowej obejmującej przyłącza stanu S1 był pozytywny, to znaczy, że został spełniony warunek hipotezy zerowej. Następnie, w oparciu o formułę (3), ustalono parametry λ dla trzech stanów technicznych:

$$\lambda_3 = 0,0426,$$

$$\lambda_2 = 0,0395,$$

$$\lambda_1 = 0,038.$$

Podstawowym problemem prognoz opartych na inspekcjach optycznych jest kwestia ustalenia czasów pobytów przewodów w poszczególnych stanach technicznych. Informacja z inspekcji mówiąca, że przyłącze wykazuje przykładowo drugi stan techniczny (S2) i jest eksploatowane od 20 lat, nie uwzględnia czasu jego pobytu w stanie S3 i S2. Badania telewizyjne rejestrują jedynie aktualny stan techniczny obiektu w kontekście jego wieku. W takiej sytuacji uzasadnione jest przyjęcie założenia o losowości czasów pobytów przyłączy w kolejnych stanach [3]. Czasu te można generować metodą Monte-Carlo na podstawie liczb losowych o równomiernym rozkładzie. W tym celu, w ramach tak zwanego procesu inwersyjnego, należy z funkcji rozkładu utworzyć funkcję odwrotną:

$$F(t_i) = 1 - \exp(-\lambda/t_i) \quad (12)$$

$$1 - F(t_i) = \exp(-\lambda/t_i) \quad (13)$$

$$\ln(1 - F(t_i)) = -\lambda/t_i \quad (14)$$

$$t_i = -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - F(t_i)) \quad (15)$$

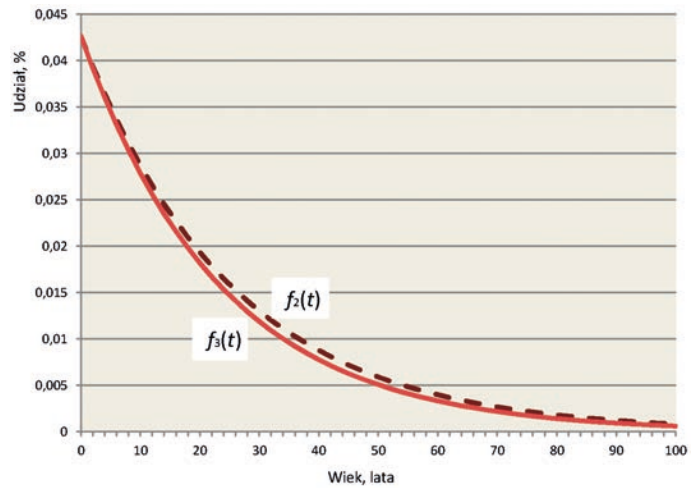
Funkcja $F(t_i)$ przyjmuje wartości z przedziału (0, 1) i dlatego można ją zastąpić liczbami losowymi o równomiernym rozkładzie z przedziału (0, 1):

$$t_i = -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - U_i) = -\frac{1}{\lambda} \ln U_i \quad (16)$$

gdzie:

t_i – czas pobytu przyłączy w stanie technicznym,

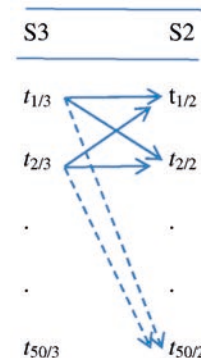
U_i – liczby losowe o równomiernym rozkładzie z przedziału (0, 1).



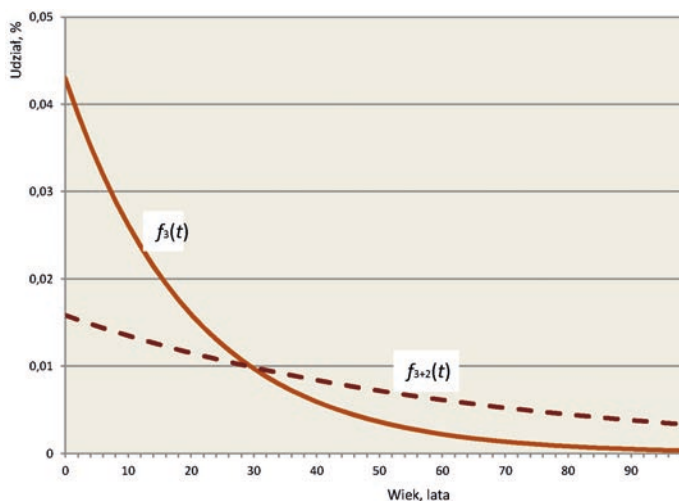
Rys. 3. Funkcje gęstości rozkładu na bazie liczb losowych o równomiernym rozkładzie

Na podstawie formuły (16), odpowiedniego parametru λ i liczb losowych o równomiernym rozkładzie ustalono 50 czasów pobytów przyłączy w stanie S3 oraz w stanie S2. Następnie wyznaczono stochastyczne parametry dla tych dwóch stanów (λ_{3s} , λ_{2s}) i odpowiednie funkcje gęstości rozkładu $f_{3s}(t)$ oraz $f_{2s}(t)$ (rys. 3).

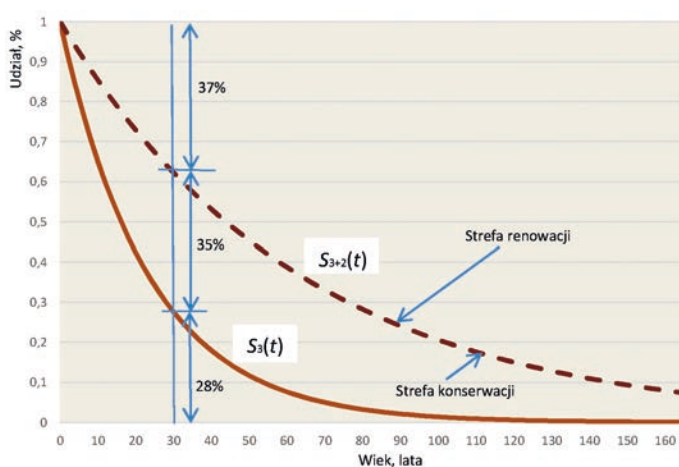
Kolejny etap modelowania polegał na generowaniu czasów pobytów przyłączy w stanie (S3 + S2). W ramach tej operacji należy każdy czas pobytu w stanie S3 zsumować z każdym czasem ze stanu S2 zgodnie z poniższym schematem:



W ten sposób uzyskano 2 500 danych będących łącznymi czasami pobytów przewodów w dwóch stanach do momentu osiągnięcia stanu krytycznego wymagającego przeprowadzenia renowacji. Na podstawie tych danych ustalono parametr λ_{3+2} . Funkcje gęstości rozkładu $f_3(t)$ i $f_{3+2}(t)$ przedstawiono na rys. 4, a funkcję przejścia (niezawodności) od stanu S3 do stanu S2 (S_3) i funkcję przejścia od stanu S2 do stanu S1 (S_{3+2}) na rys. 5. Funkcje przejścia (niezawodności) są wynikiem statystyczno-stochastycznej prognozy stanu technicznego przyłączy. Strefa położona powyżej krzywej przejścia S_{3+2} jest zarezerwowana dla zabiegów o charakterze renowacyjnym, a poniżej – dla robót konserwacyjnych. Na podstawie rys. 5 można ustalić istotne dane eksploatacyjne. Najważniejszą daną jest konieczny zakres odnowy zapewniający długotrwałą dyspozycyjność przyłączy kamionkowych. Przykładowo 37% przyłączy trzydziestoletnich wymaga krótkoterminowej odnowy. Zsumowując zakresy renowacji wszystkich grup wiekowych, a następnie multiplikując je przez koszty renowacji 1 mb przyłącza, uzyskuje się kompletne



Rys. 4. Funkcje gęstości rozkładu $f_3(t)$ i $f_{3+2}(t)$



Rys. 5. Funkcje przejścia (niezawodności)

koszty koniecznej renowacji. Informacja ta jest podstawą planowania inwestycji renowacyjnych w aspekcie technicznym, finansowym, jak i personalnym. Realizacja dużych inwestycji wymaga zatrudnienia fachowego personelu, nawet wtedy gdy projekt i nadzór przejmuje specjalistyczne biuro projektów. Chodzi głównie o to, aby współpraca inwestora z projektantem była prowadzona na jednakowym poziomie technicznym. Prosta prostopadła przecinająca w dowolnym momencie eksploatacji dwie krzywe przejścia wyznacza procentowy udział przyłączy w poszczególnych stanach. Inną ważną informacją eksploatacyjną jest żywotność techniczna badanych obiektów. Zgodnie z rys. 5 przekracza ona 150 lat, co jest zgodne z powszechnie znanymi doświadczeniami eksploatacyjnymi.

Ostatnia faza badań modelowych obejmuje stochastyczną prognozę stanu technicznego przyłączy według modelu Markowa. Podstawowym warunkiem tego modelowania jest opracowanie macierzy prawdopodobieństw przejścia od jednego do następnego, gorszego stanu technicznego [1]. W przypadku trzech stanów technicznych macierz ta przyjmuje postać:

$$P = \begin{pmatrix} p_{33} & p_{32} & p_{31} \\ p_{23} & p_{22} & p_{21} \\ p_{13} & p_{12} & p_{11} \end{pmatrix} \quad (17)$$

gdzie:

p_{33} – prawdopodobieństwo pozostania przewodu w stanie S3,

p_{32} – prawdopodobieństwo przejścia przewodu od stanu S3 do stanu S2.

Innym warunkiem tego modelu jest założenie, że suma prawdopodobieństw w każdym wierszu macierzy musi być równa jednności:

$$\sum p_{ij} = 1 \quad (18)$$

W wersji semi-Markow nie jest możliwe przejście od stanu S3 do stanu S1, jak również powrót do lepszego stanu. W związku z tym macierz przejścia nie uwzględnia realizacji zabiegów konserwacyjnych oraz renowacyjnych i dlatego przyjmuje postać diagonalną:

$$P = \begin{pmatrix} p_{33} & p_{32} & 0 \\ 0 & p_{22} & p_{21} \\ 0 & 0 & p_{11} \end{pmatrix} \quad (19)$$

Przez multiplikację macierzy przejścia są generowane rozkłady prawdopodobieństwa pozostania i przechodzenia od jednego do następnego, gorszego stanu technicznego, w dowolnej jednostce czasu (czas ma charakter dyskretny). Model Markowa jest modelem pozbawionym pamięci, to znaczy, że tylko aktualny stan ma wpływ na stan następny.

Opracowanie prognozy stanu technicznego według Markowa wymaga wyznaczenia prawdopodobieństwa przejścia od stanu S3 do stanu S2 i od S2 do S1. Na tej podstawie ustala się następnie prawdopodobieństwo pobytu przewodów w stanie S3 i S2. Punktem wyjścia dla tej prognozy będzie stan techniczny badanych obiektów po 20 latach eksploatacji. Prawdopodobieństwo przejścia od stanu S3 do stanu S2 w jednostce czasu $\Delta t = 1$ rok ustalono według wzoru (20) będącego funkcją intensywności uszkodzeń (funkcja hazardu):

$$P_{3-2} = f_3(t=20)/S_3(t=20) = 0,0159/0,424 = 0,0375 = 3,75\% \quad (20)$$

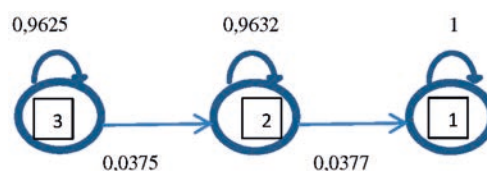
Prawdopodobieństwo przejścia od stanu S2 do stanu krytycznego S1 opisane jest wzorem (21)

$$P_{2-1} = f_{3+2}(t=20)/(S_{3+2}(t=20) - S_3(t=20)) = 0,0115/(0,729 - 0,424) = 0,0377 = 3,77\% \quad (21)$$

Macierz przejścia po 20-letniej eksploatacji ma postać:

$$P(t=20) = \begin{pmatrix} 0,9625 & 0,0375 & 0 \\ 0 & 0,9623 & 0,0377 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (22)$$

Macierz według wzoru (22) można przedstawić za pomocą prostego grafu:



Drugim koniecznym komponentem jest wyjściowy wektor stanu technicznego. Na podstawie diagramu przedstawionego na rys. 5 ustalono, że po 20 latach eksploatacji 42,4% przyłą-

czy przebywa w stanie S3, 30,5% w S2 i 27,1% w S1. Dlatego wyjściowy wektor stanu technicznego 20-letnich przyłączy ma postać:

$$R = [0,424 \ 0,305 \ 0,271] \quad (23)$$

Modelowanie negatywnych zmian stanu technicznego polega na multiplikacji wyjściowego wektora stanu technicznego i macierzy przejścia:

$$R \cdot P^n = [0,424 \ 0,305 \ 0,271] \cdot \begin{bmatrix} 0,9625 & 0,0375 & 0 \\ 0 & 0,9623 & 0,0377 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (24)$$

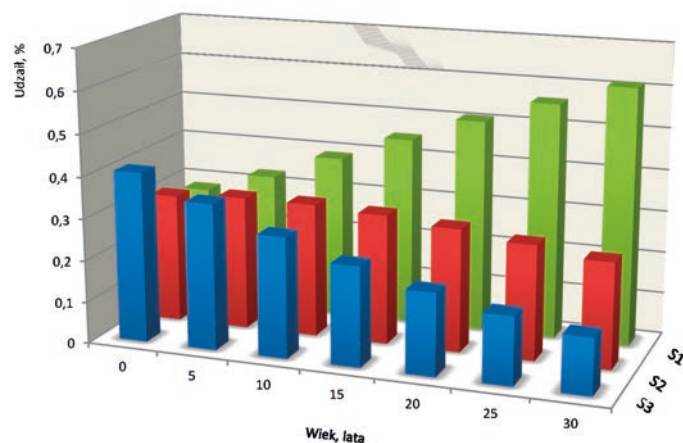
Przez n -krotną multiplikację macierzy przejścia uzyskuje się rozkład prawdopodobieństw po upływie n -lat. Macierz przejścia po 20-tu multiplikacjach przyjmuje postać:

$$P^{20} = \begin{bmatrix} 0,466 & 0,362 & 0,172 \\ 0 & 0,464 & 0,536 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (25)$$

W wyniku procesów starzeniowych coraz mniejsza liczba przewodów znajdzie się w najlepszym i coraz większa liczba przewodów w najgorszym stanie technicznym. Multiplikując macierz P^{20} z wektorem stanu technicznego R , ustala się prognozę stanu technicznego przyłączy kamionkowych po 40-letniej eksploatacji, przy założeniu, że jednostka czasu wynosi jeden rok:

$$R \cdot P^{20} = [0,197 \ 0,295 \ 0,508] \quad (26)$$

Przez kolejne multiplikacje macierzy przejścia można prognozować dalszą progresję destrukcji badanych obiektów kanalizacyjnych. Wyniki stochastycznego prognozowania stanu technicznego modelem Markowa przedstawiono na rys. 6. Opracowana prognoza obejmuje 50-letnią (20 + 30 lat) eksploatację przyłączy kamionkowych. Ostatnie 30 lat jest wynikiem modelowania semi-Markowem. W ramach tej ostatniej 30-letniej fazy jest widoczny wyraźny postęp destrukcji stanu technicznego. Coraz większa liczba przewodów przechodzi od lepszego do następnego, gorszego stanu technicznego. W efekcie procesów starzeniowych wszystkie badane obiekty znajdą się w dalekiej przyszłości w najgorszym stanie S1.



Rys. 6. Prognozowanie stanu technicznego przyłączy według modelu Markowa

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

W artykule przedstawiono statystyczną metodykę prognozowania stanu technicznego przyłączy kamionkowych na podstawie rozkładu eksponencjalnego, symulacje matematyczne metodą Monte-Carlo i model Markowa. Połączenie rozkładu eksponencjalnego z metodą Monte-Carlo umożliwia symulowanie czasów pobytów przyłączy w poszczególnych stanach technicznych. Wyjściową bazą danych są wyniki kompletnej inspekcji optycznej przeprowadzonej w 2010 roku. Opisana procedura badań modelowych pozwala na kompleksową ocenę aktualnego, jak i prognozowanego stanu technicznego przyłączy. Szczególne znaczenie ma informacja dotycząca zakresu koniecznej odnowy umożliwiającej bezinterwencyjną eksploatację przewodów kanalizacyjnych w ramach długich horyzontów czasowych. Inną istotną informacją wynikającą z prognozy jest żywotność techniczna. W przypadku badanych przyłączy przekracza ona 150 lat, co jest zgodne z ogólnie znanymi doświadczeniami eksploatacyjnymi. Ostatnia faza badań poświęcona jest modelowaniu procesów starzeniowych stochastycznym modelem semi-Markowa. Macierz przejścia przyłączy od jednego do następnego, gorszego stanu technicznego, opracowano na podstawie wyników modelowania rozkładem eksponencjalnym w połączeniu z symulacjami metodą Monte-Carlo. Wizualizacja procesów starzeniowych modelem Markowa stanowi interesujące uzupełnienie krzywych przejścia.

Zaproponowana metodyka modelowania stanu technicznego przyłączy ma aplikacyjny charakter i może być zastosowana w prognozowaniu zachowania się innych liniowych obiektów kanalizacyjnych i wodociągowych. Możliwe są również zastosowania w ramach innych dziedzin techniki i gospodarki. Podstawowym wymogiem badań obiektów kanalizacyjnych jest kompletna inspekcja optyczna, jak również ich wiek odniesiony do roku inspekcji. Istotne znaczenie dla przeprowadzonych badań miało przyjęcie założenia, że czasy pobytów przyłączy w kolejnych stanach mają charakter losowy. Dlatego też możliwe było ich symulowanie metodą Monte-Carlo i w wyniku tego dowolne powiększenie populacji dostępnej bazy danych. W opisanych badaniach przyjęto dla każdego stanu 50 liczb losowych i na ich podstawie przez inwersję rozkładu eksponencjalnego wyznaczono czasy pobytów. Wiarygodne dane eksploatacyjne o odpowiednio dużych populacjach nie są łatwo dostępne i często muszą być opracowywane prognozy w oparciu o małą bazę danych. W opisanych badaniach wyjściowa populacja czasów losowych dla każdego stanu wynosiła 50 i dlatego w przypadku krytycznego przejścia przyłączy od stanu S2 do S1 wygenerowano 2 500 czasów pobytów przyłączy w stanie (S3 + S2). Przyjmując 100 liczb losowych populacja danych wzrosłaby do 10 000, co na pewno zwiększyłoby dokładność wyników badań.

Opisana metodyka prognozowania stanu technicznego przyłączy stanowi praktyczny instrument racjonalnego planowania zabiegów renowacyjnych gwarantujących pełną dyspozycyjność przyłączy w ramach długich okresów eksploatacyjnych. Zaproponowana metodyka badań oparta jest na prawdopodobieństwie, z jakim ocenia się jakościową i ilościową skalę przyszłej destrukcji technicznej przewodów kanalizacyjnych. Wiedza na ten temat pozwala opracować strategiczne plany renowacyjne uwzględniające aspekty techniczne, finansowe i personalne [4].

LITERATURA

1. Abraham D. M., Wirahadikusumah R.: Development of prediction model for sewer deterioration, Proceedings of the 8th conference Durability of Building Materials and Components, Edited by M. A. Lacasse and D. J. Vanier, IRC, NRC, 1999, 1257-1267.
2. DIN 1986-30, Entwässerungsanlagen für Gebäude und Grundstücke, Beuth Verlag 2012.
3. Kleiner Y.: Scheduling inspection and renewal of large infrastructure assets, Journal of Infrastructure Systems, v. 7, no. 4, 2001, 136-143.
4. Raganowicz A.: Renovierung von Anschlusskanälen der Grundstückentwässerung, Springer-Vieweg, Wiesbaden 2019.
5. Wilker H.: Weibull-Statistik in der Praxis: Leitfaden zur Zuverlässigkeitsermittlung technischer Komponenten, Books on Demand GmbH, Nordstedt 2010.