

Niezawodnościowa ocena lojalności klienta względem sprzedawcy energii elektrycznej w warunkach swobody jego wyboru

Streszczenie. Przedstawiono ideę modelowania niezawodnościowego wykorzystanego do oceny prawdopodobieństwa utraty/zatrzymania nabywcy energii elektrycznej, wykorzystując pewne analogie skojarzone z rozkładem Weibulla i jego zastosowaniem w technice. Swobodny wybór sprzedawcy energii oraz konkurencyjność na rynku opanowanym w Polsce przez 5+8 głównych podmiotów, na tle około 50 wszystkich koncesjonowanych, ma charakter losowy i z tego powodu może podlegać regułom probabilistycznym. Sprzedawca powinien być zainteresowany oceną lojalności swojego klienta, aby poznać obecne szanse jego zatrzymania i prognozować je w przyszłości.

Abstract. The idea of the reliability modeling used to assess the likelihood of loss/detention the purchaser of electricity using some analogies associated with Weibull distribution and its application in technical life is presented. Free choice of energy supplier and competitiveness in the market governed in Poland by 5+8 main operators, against about 50 of all licensed, is a random and therefore may be subject to the rules of probability. The seller should be interested in the assessment of the loyalty of its customer, to meet current opportunities for his detention and predict its behaviour in the future. (The reliability assessment of customer loyalty in relation to electricity suppliers under the freedom of his choice).

Słowa kluczowe: rozkład Weibulla, ocena niezawodności, nabywca energii elektrycznej, sprzedawca energii elektrycznej

Keywords: Weibull distribution, reliability assessment, customer of electricity, seller of electricity

Wstęp

Pojęcie niezawodności kojarzy się głównie z zagadnieniami technicznymi, gdyż niezawodność wyrobu (obiektu lub systemu) rozumiana jest najczęściej jako spełnienie wymaganych funkcji w określonych warunkach i ustalonym czasie przez określone urządzenie techniczne. Wraz z upływem czasu straciło swoją wyłączność dziedziny odniesienia i przeniosło się na inne obszary, niekoniecznie techniczne, np. w dziedzinie finansów [1], w tym również na funkcjonowanie rynku energetycznego. W Polsce, od 1997 roku, pojęcie niezawodności dostawy energii elektrycznej jest wpisane w szersze pojęcie jakości zasilania w energię elektryczną [2] i jest ważnym elementem działalności przedsiębiorstw oraz instytucji z tej branży. Jest oczywiste, że dostawa energii musi charakteryzować się wysoką niezawodnością z uwagi na możliwe kary za przerwy w jej dostawie.

Innym możliwym zastosowaniem niezawodności na tym rynku jest probabilistyczna ocena zachowania/utraty klienta przez sprzedawcę energii elektrycznej w warunkach istnienia konkurencji. Klient może zerwać umowę w dowolnej chwili jej trwania lub też nie przedłużyć jej po terminie jej końca i ma prawo podpisać umowę na zakup energii z innym, dowolnie wybranym sprzedawcą (podstawa prawna – art. 9a ust. 8-8d, art. 9c ust. 6 i 7 oraz art. 56 ust. 2a pkt. 3 ustawy Prawo energetyczne; rozporządzenie ministra gospodarki). Nie można w tym wykluczyć losowości podjęcia takiej decyzji, gdyż może być to skutek oddziaływania wielu czynników niedeterministycznych, jak choćby skutecznej reklamy, sugestii osób trzecich, własnych przemyśleń itp.

Właśnie owa niepewność utrzymania klienta kojarzy się z niezawodnością techniczną, dla której zostały opracowane liczne metody statystyczne, jak choćby metoda Weibulla.

Rozkład Weibulla

Szwedzki inżynier mechanik, Waloddi Weibull (1887-1979), w latach 30. minionego wieku zaproponował [4] dwuparametrową funkcję gęstości prawdopodobieństwa postaci:

$$(1) \quad f(t) = \left(\frac{\beta}{\eta}\right) \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta}}$$

gdzie: $f(t)$ – gęstość prawdopodobieństwa; t – czas; β – nachylenie (stromość); η – czas charakterystyczny życia, tj. czas, w którym 63,2% populacji ulegnie uszkodzeniu.

Rozkład ten charakteryzuje się przejrzystą interpretacją geometryczną, jeśli zastosować go do zjawisk opisanych w logarytmicznej skali czasu.

Dystrybuanta, czyli funkcja prawdopodobieństwa skumulowanego:

$$(2) \quad F(t) = P(T < t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta}}$$

jest wówczas linią prostą o nachyleniu β , gdyż po zlogarytmowaniu stronami jej zapisu dostaje się równanie

$$(3) \quad \ln \ln(1/(1 - F(t))) = \beta \ln t - \beta \ln \eta \Leftrightarrow y = Ax + B$$

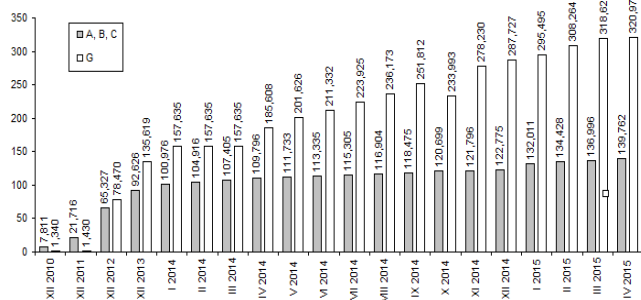
a w tym celu wystarczy przyjąć $x = \ln \ln(1/(1 - F(t)))$ oraz $y = \ln t$.

Sprzedawca energii zamierzający dokonać analizy lojalności (czyli analogii do niezawodności) swoich klientów powinien zgromadzić dane statystyczne rejestrujące czas początkowy (dzień rozpoczęcia sprzedaży energii) i czas końcowy (czas jej zamknięcia), jeśli nastąpiło to przed chwilą aktualnie prowadzonej analizy. Tym zdarzonom powinien nadać dodatkowe cechy zdefiniowane literą F (failure – „awaria”), gdy wystąpiła rezygnacja z zakupu energii, wyróżnione na tle innych zdarzeń S (suspended – „zawieszono”), jeśli w dniu analizy klient kontynuował jej zakup. Zbiór klientów z cechą S nie jest trwały, gdyż teoretycznie w każdej chwili może nastąpić rezygnacja i dlatego taka analiza nosi znamiona prawdopodobieństwa, którego wartość jest poszukiwana. Jego znajomość może ułatwić podjęcie stosownych decyzji marketingowych w celu utrzymania stanu liczbowego swoich klientów.

Przygotowanie danych statystycznych

Z informacji publikowanych przez Urząd Regulacji Energetyki [3] można wywnioskować, że od początku procesu liberalizacji rynku energii elektrycznej w Polsce, tj. od 1 lipca 2007 r., do końca listopada 2015 r., sprzedawcę energii zmieniło ponad 378 tys. gospodarstw domowych i niemal 156 tys. innych podmiotów (rys. 1). Skala zjawiska jest więc niebagatelna, problem istnieje więc realnie i może być obiektem badań statystycznych czy też marketingowych.

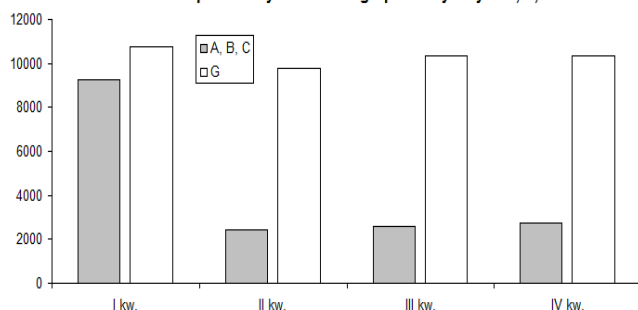
Liczba zmian sprzedawcy energii elektrycznej w Polsce od 2010 r. w grupach taryfowych A, B, C oraz G / w tys./



Rys. 1. Zmienność sprzedawcy energii elektrycznej w Polsce na przestrzeni minionych pięciu lat /opracowanie własne za [3]/

Obserwując dane z 2015 r. (rys. 2) można zauważyć pewien rodzaj stabilizacji choć nadal utrzymuje się na przeciętnym poziomie ok. 2 tys. firm i ok. 10 tys. odbiorów indywidualnych kwartalnie. Stanowi to wzrost odpowiednio o 31,4% i 27% w stosunku do liczby zmian sprzedawców w/g stanu na koniec 2014 r.

Liczba zmian sprzedawcy w 2015 r. w grupach taryfowych A, B, C oraz G



Rys. 2. Statystyka zmian liczby sprzedawców energii elektrycznej w Polsce tylko w 2015 r. /opracowanie własne za [3]/

Wynika z tego, że czynnik cenowy przestał odgrywać rolę wiodącą w zachęcaniu klienta do zmiany sprzedawcy dlatego obecnie zaczyna się obserwować coraz aktywniejszą działalność niektórych firm, jak Plus czy Orange, które prąd traktują jako produkt dodatkowy np. do usług telekomunikacyjnych. Zapewne wkrótce przyniesie to zwiększenie dynamiki zmian na rynku energetycznym w kraju.

Nie dysponując konkretną bazą danych klientów i mając na uwadze wyłącznie cel zaprezentowania idei metody oraz zachowania jej przejrzystości, posłużono się niewielkim i hipotetycznym zbiorem danych zgromadzonych w tabeli 1. Zapisano w niej datę otwarcia umowy, datę jej zamknięcia, o ile nastąpiło przed dniem dokonywanej analizy. Brak wpisu w tym miejscu świadczy o kontynuacji umowy.

Tabela 1. Hipotetyczna próbka danych potrzebnych do analizy lojalności klientów zebrana np. w dniu 23/04/2015 r.

Nr klienta	Dzień zakup energii	Dzień rezygnacji z zakupu
1	08/10/2008	30/01/2012
2	15/01/2009	-
3	28/01/2010	-
4	13/05/2010	16/06/2011
5	20/04/2011	14/02/2011
6	12/03/2012	13/10/2014
7	16/06/2012	-
8	16/08/2013	-
9	28/09/2014	02/04/2015
10	16/02/2015	-

Dla potrzeb analizy niezawodnościowej Weibulla, ukształtowanej przez niemal pół wieku jej zastosowań w technice wiadomo, że tabelę 1 należy przetworzyć do innej postaci, w której zostaną użyte cechy pomocnicze F oraz S . Wyliczona zostanie także liczba dni trwania sprzedaży już zamkniętej oraz sprzedaży kontynuowanej do chwili sporządzenia analizy, a przy okazji tabela zostanie uporządkowana rosnąco względem upływu czasu.

Tabela 2. Tablica danych niezbędnych do analizy Weibulla

i – nr porządkowy	Cecha F lub S	Liczba dni do F lub S
1	S	66
2	F	186
3	F	399
4	S	615
5	F	666
6	F	945
7	S	1041
8	F	1209
9	S	1911
10	S	2289

Głównym celem dalszego działania jest wyznaczenie dwóch parametrów rozkładu Weibulla, β i η z wykorzystaniem metod analitycznych, do których należy zaliczyć co najmniej dwie: Metodę Najmniejszych Kwadratów (LSE - Least Square Estimation) i Metodę Największej Wiarygodności (MLE - Maximum Likelihood Estimation).

Obydwie wyznaczają na skali logarytmicznej najkorzystniejszą położoną linię prostą w sensie spełnienia kryterium oceny jakości dopasowania do uzyskanego zbioru punktów. Pierwszą z nich uznaje się za standardową i wykorzystywaną najczęściej, gdy rozmiar próbki jest względnie mały, jak ma to miejsce w tym przypadku. Jej działanie polega na przeprowadzeniu kilku pośrednich obliczeń, w tym modyfikacji numerów wierszy z pozycją F .

Przeliczenie pozycji wiersza realizuje wzór (4), a wynikiem na ogół nie są liczby całkowite:

$$(4) \quad i_{\text{nowe}} = \frac{i_{\text{odw}} \cdot i_{\text{nowe}-1} + n + 1}{i_{\text{odw}} + 1}$$

gdzie: i_{nowe} – zmodyfikowany „numer” wiersza tabeli 2; i_{odw} – numer tego samego wiersza, ale odczytany z uporządkowania odwrotnego w tabeli; n – liczba danych w próbce.

Dysponując zmodyfikowanym przyporządkowaniem dla zdarzeń F w tabeli, należy wyliczyć wartości dystrybuanty empirycznej metodą tzw. rankingu względem mediany i służy do tego wzór przybliżony zwany aproksymacją lub poprawką Bernarda [4] postaci:

$$(5) \quad MR = \frac{i_{\text{nowe}} - 0,3}{n + 0,4} \quad [\%]$$

Dokładność wyznaczenia wartości dystrybuanty empirycznej z użyciem tej poprawki jest szacowana na poziomie 1% dla liczebności próby $n = 5$ oraz 0,1% dla $n = 50$.

Nawiązując obecnie do wzoru (3), należy wyznaczyć wektory x oraz y i wykonać niektóre działania na nich, jak pokazano w tabeli 3.

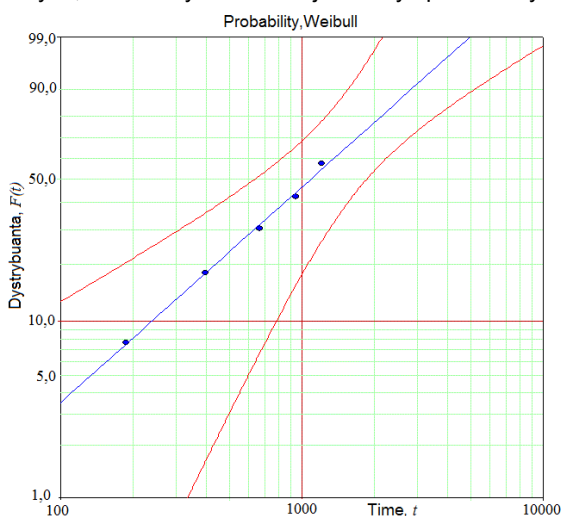
Tabela 3. Objaśnienia wykonywanych operacji obliczeniowych

i	cecha	i_{odw}	i_{nowe}	MR %	k	t	x	y	x^2	xy	
2	F	9	$\frac{9 \cdot 0 + 10 + 1}{9 + 1} = 1,10$	$\frac{1,10 - 0,3}{10 + 0,4} = 7,69$	1	186	-2,526	5,226	6,378	-10,422	
3	F	8	$\frac{8 \cdot 1,10 + 10 + 1}{8 + 1} = 2,20$	$\frac{2,20 - 0,3}{10 + 0,4} = 18,27$	2	399	-1,601	5,989	2,562	-7,828	
5	F	6	$\frac{6 \cdot 2,20 + 10 + 1}{6 + 1} = 3,457$	$\frac{3,457 - 0,3}{10 + 0,4} = 30,35$	3	666	-1,009	6,501	1,018	-5,493	
6	F	5	$\frac{5 \cdot 3,457 + 10 + 1}{5 + 1} = 4,714$	$\frac{4,714 - 0,3}{10 + 0,4} = 42,44$	4	945	-0,594	6,851	0,352	-3,414	
8	F	3	$\frac{3 \cdot 4,714 + 10 + 1}{3 + 1} = 6,285$	$\frac{6,285 - 0,3}{10 + 0,4} = 57,55$	5	1209	-0,155	7,098	0,024	-0,926	
$\Sigma =$							-5,885	31,665	10,339	-34,518	
							$\hat{x} = -1,177$	$\hat{y} = 6,333$			

Z literatury [4], wiadomo, że metoda LSE prowadzi tu do następujących wzorów:

$$(6) \quad A = \frac{\sum_{k=1}^5 x_k y_k - \frac{1}{5} \sum_{k=1}^5 x_k \sum_{k=1}^5 y_k}{\sum_{k=1}^5 x_k^2 - \frac{1}{5} \left(\sum_{k=1}^5 x_k \right)^2} \quad \text{oraz} \quad B = \hat{y} - A \hat{x}$$

gdzie \hat{x} i \hat{y} są średnimi arytmetycznymi liczb z kolumn x i y tabeli 3. Z obliczeń według wzoru (3) wynika ostatecznie, że: $\beta = 1/A = 1,241$, $\eta = \exp(B) = \exp(7,282) = 1453,9$ a współczynnik korelacji $r = 0,998$. Wartość współczynnika β bliska jedności świadczy o dominacji zjawisk czysto losowych, bez trwałych tendencji zmiany sprzedawcy.



Rys. 3. Dystrybuanta rozkładu Weibulla w skali logarymicznej wraz z przedziałem 90% ufności, czas podany jest w dniach /opracowanie własne/

Rysunek 3 przedstawia interpretację graficzną dystrybuanty rozkładu Weibulla uzyskaną w programie Weibull 7++, [4]. Oszacowanie parametrów rozkładu ($\beta = 1,2446$, $\eta = 1454,6$) różni się nieznacznie od uzyskanych drogą analityczną, co jest zapewne wynikiem działania niejawnych modyfikacji algorytmów przez autorów programu.

Prawdopodobieństwo kontynuacji sprzedaży

Dalsze obliczenia dotyczą prawdopodobieństwa warunkowego, które można by nazwać „niezawodnością”

utrzymania sprzedaży trwającej nieprzerwanie określony czas t . Mówiąc dokładniej, chodzi o prawdopodobieństwo przekroczenia dotychczasowego okresu t trwania sprzedaży o dodatkowy czas τ . Należy przypomnieć, że niezawodność $R(t)$ ma następujący związek z prawdopodobieństwem skumulowanym, czyli dystrybuantą:

$$(7) \quad R(t) = P(T \geq t) = 1 - P(T < t) = 1 - F(t)$$

Prawdopodobieństwo warunkowe zdarzenia A pod warunkiem B definiuje wzór:

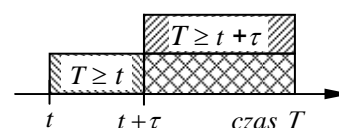
$$(8) \quad P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

W odniesieniu do interesującej nas niezawodności, można to zapisać jako:

$$(9) \quad \frac{P((T \geq t + \tau) \cap (T \geq t))}{P(T \geq t)} = \frac{P(T \geq t + \tau)}{P(T \geq t)} = \frac{R(t + \tau)}{R(t)}$$

gdzie T jest zmienną losową mającą sens czasu trwania sprzedaży, a w nomenklaturze niezawodnościowej - „czasu przeżycia” („life time”); t - dowolna chwila, o której przekroczenie pytamy.

Graficzną interpretację niezawodności warunkowej w dziedzinie czasu pokazano na rysunku 4.



Rys. 4. Zdarzenia na osi czasu użyteczne dla określenia niezawodności $R(\tau | t)$

Do wyznaczenia prawdopodobieństwa kontynuacji sprzedaży należy posłużyć się wzorem (9), w którym użyta będzie funkcja niezawodności z parametrami znalezionymi metodą LSE, postaci:

$$(10) \quad R(t) = e^{-\left(\frac{t}{1453,9}\right)^{1,241}}$$

Wyniki gromadzi tabela 4, z której wynika, np. po roku trwania umowy (4 kwartały) szansa jej podtrzymania przez dalszy rok (kolejne 4 kwartały) wyniesie 78,6%.

Tabela 4. Obliczone prawdopodobieństwo warunkowe (9), dla różnych czasów t i τ

t – czas trwania umowy [kwartały]	Czas τ kontynuacji sprzedaży ponad trwający już czas t w kwartałach [kwartał = 90 dni]					
	1	2	3	4	5	6
0	0,969	0,928	0,884	0,838	0,792	0,746
1	0,958	0,912	0,865	0,817	0,770	0,724
2	0,952	0,903	0,853	0,804	0,756	0,709
3	0,948	0,896	0,845	0,794	0,745	0,698
4	0,945	0,891	0,837	0,786	0,736	0,688
5	0,942	0,886	0,831	0,778	0,727	0,679
6	0,940	0,882	0,826	0,772	0,720	0,671
7	0,938	0,878	0,821	0,766	0,714	0,664
8	0,936	0,875	0,817	0,761	0,708	0,658

W celu uwiarygodnienia poprawności modelu niezawodnościowego warto dokonać porównania rzeczywistej liczby klientów rezygnujących, z przewidywaną na teraz, tj. w dniu analizy danych. Na ogół korzysta się z jednego z dwóch możliwych wzorów ze wskazaniem tego, który dokładniej tę liczbę przybliży. W niniejszym przypadku sięgnięto po wzór wyliczający wartość parametru NR_RBA (Now Risk for Reduced Bias Adjustment, [4]):

$$(11) \quad NR_RBA = \sum_{i=1}^{nF} 2F(t_i) + \sum_{j=1}^{nS} F(t_j)$$

gdzie: nF – liczba klientów rezygnujących; nS – liczba kontynuujących zakup energii.

W tym celu do tabeli 2 należy dopisać kolumny z wyliczonymi wartościami $F(t_i)$ oraz $F(t_j)$ dystrybuanty, co pokazuje tabela 5.

Tabela 5. Wyliczenie dystrybuanty w/g wzoru (11)

nr	Cecha F/S	Liczba dni do F/S	$F(t_i)$	$F(t_j)$
1	S	66		0,0213
2	F	186	0,0750	
3	F	399	0,1821	
4	S	615		0,2909
5	F	666	0,3158	
6	F	945	0,4434	
7	S	1041		0,4835
8	F	1209	0,5486	
9	S	1911		0,7544
10	S	2289		0,8273
$\Sigma=$			1,5649	2,3774

Obliczona w/g (11) wartość wskaźnika NP_PBA wynosi $2 \cdot 1,5649 + 2,3774 = 5,5072$, czyli ujawnia bardzo dobrą zgodność realnej (SF) i przewidywanej na dzień analizy liczby rezygnacji.

Kolejną informacją, jaka wydaje się być interesująca, jest uzyskanie przewidywanej liczby klientów rezygnujących z zakupu energii w przyszłości (FF – Failure Forecast) i niewracających do tego samego sprzedawcy w czasie objętym prognozą (w sensie niezawodności – jest to uszkodzenie elementu bez jego naprawy).

Do tego celu pomocne jest użycie wzoru (12) odniesionego tylko do klientów nadal kupujących energię elektryczną (cecha S) [4]

$$(12) \quad FF(\tau) = \sum_{i=1}^{nS} \frac{F(t_i + \tau) - F(t_i)}{1 - F(t_i)}$$

W rozważanym przykładzie wyniki obliczeniowe ujawnia tabela 6.

Tabela 6. Oczekiwana liczba rezygnacji z zakupu energii elektrycznej w perspektywie kolejnych lat [co 360 dni]

Nr z tabeli 2	t – czas trwającej sprzedaży [dni]	Czas τ kontynuacji zakupu energii ponad trwający już czas t [dni]					
		360	720	1080	1440	1800	2160
1	66	0,178	0,359	0,515	0,641	0,739	0,813
4	615	0,233	0,426	0,579	0,697	0,784	0,848
7	1041	0,255	0,455	0,608	0,722	0,805	0,865
9	1911	0,285	0,495	0,648	0,757	0,834	0,887
10	2289	0,295	0,508	0,661	0,768	0,843	0,895
$FF(\tau)$		1,246	2,243	3,011	3,585	4,005	4,308

Niecałkowite wartości liczbowe w podsumowaniu tabeli należy rozumieć w sensie uśrednionym i jak widać, np. po roku od chwili analizy danych można spodziewać się rezygnacji 1 klienta, a po sześciu latach – 4, spośród wszystkich pięciu kontynuujących obecnie zakup energii.

Niniejszy przykład pozbawiony był możliwej wielokrotności występowania rezygnacji i kontynuacji odniesionych do tego samego dnia, co niewątpliwie dzieje się w rzeczywistości. Fakt ten uwzględnia się już na etapie kreowania tabeli 2, gdzie obok symbolu F , czy S należy wpisać również jego wielokrotność, np. $123F$, $179S$ itp. Grupowanie danych ma na celu wyłączenie skrócenie zapisu tabeli danych, a dla zaprezentowania tylko idei metody, zrezygnowano z takiego uszczegółowienia.

Wnioski

Wykazano, że metoda wyznaczania niezawodności obiektów technicznych oparta na rozkładzie Weibulla może znaleźć swoje zastosowanie również w zagadnieniach z innych dziedzin życia, jak choćby w ocenie szansy utraty/utrzymania elementów pewnej bazy zasobów z uwzględnieniem czynnika losowego. Wskazano podobieństwo pewnych procesów i zjawisk, posługując się przykładem klientów zakupujących energię elektryczną, gdzie „awarią” jest rezygnacja z umowy, a „zawieszeniem” – jej trwanie.. Przeprowadzona analiza pokazuje metodę probabilistycznej oceny lojalności klienta względem sprzedawcy energii elektrycznej teraz i w przyszłości. Niewątpliwie może ona być konkurencyjna względem innych metod prognozowania, a jej wartość wzrośnie w przypadku odwołania się do pełnej, bądź dostatecznie reprezentatywnej bazy rzeczywistych danych.

Autor: dr hab. inż. Włodzimierz Kałat, Politechnika Warszawska, Instytut Elektroenergetyki PW, ul. Koszykowa 75, 00-662 Warszawa, E-mail: wlodzimierz.kalat@ee.pw.edu.pl

LITERATURA

- [1] Financial Applications for Weibull Analysis, Reliability HotWire – The eMagazine for the Reliability Professional, issue 14, April 2002
- [2] Paska J.: Dziś i jutro metodyki analiz niezawodności systemu elektroenergetycznego, Przegląd Elektrotechniczny, 2011/9a <https://optimalenergy.pl/aktualnosci/zmiana-sprzedawcy-pr%C4%85du/zmiana-sprzedawcy-pradu-statystyki/>
- [3] Abernethy R. B.: The New Weibull Handbook, 4th edition, ISBN 0-9653062-1-6
- [4] <http://weibull.reliasoft.com>