

Rzeczywiste i obliczeniowe wartości współczynników jednoczesności występowania szczytowego obciążenia odbiorców przyłączonych do sieci niskiego napięcia

Streszczenie. Znajomość obciążeń występujących w sieciach elektroenergetycznych jest niezbędna ze względu na projektowanie i planowanie ich rozwoju. W artykule traktuje się obciążenia czasowe pojedynczych odbiorców jako obciążenia o charakterze losowym, zaś ich sumę dla różnej liczby odbiorców charakteryzuje się współczynnikiem jednoczesności. W artykule przedstawiono wyniki analizy modelowych wartości współczynników jednoczesności oraz ich weryfikację na podstawie rzeczywistych (zmierzonych) wartości tych obciążeń.

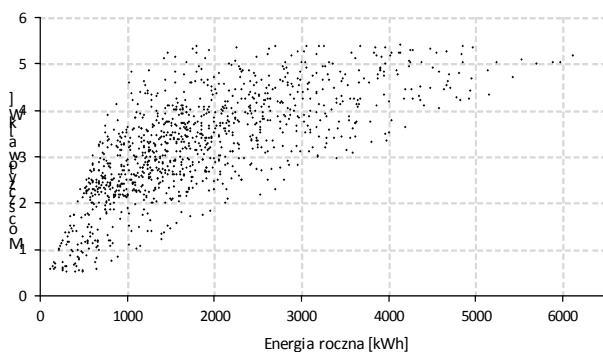
Abstract. Knowledge of loads occurring in power system networks is necessary due to the design and planning of their development. In the article, the time loads of individual consumers are treated as a random loads and their sum for various number of consumers is characterized by the simultaneity factor. The paper presents the results of the analysis of model values of simultaneity factors and their verification on the basis of real (measured) load values. (**Real and computational simultaneity factors of peak load of consumers connected to the low voltage network**)

Słowa kluczowe: współczynniki jednoczesności występowania obciążeń, procesy losowe, obciążenie elementów sieci

Keywords: simultaneity factors of peak load, random processes, load of power system network elements

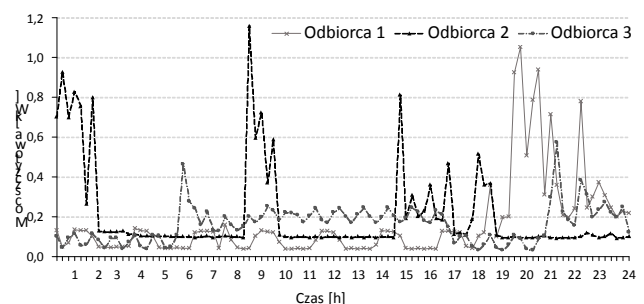
Wprowadzenie

Przy projektowaniu elementów sieci na drodze przepływu energii do odbiorców, zasilanych z sieci niskiego napięcia, takich jak przyłącza, linie niskiego napięcia, transformatory odbiorcze, ewentualnie również linie średniego napięcia, niezbędna jest znajomość przewidywanych obciążeń szczytowych tych elementów. Obciążenia te zależą zarówno od liczby zasilanych odbiorców przez każdy z ww. elementów sieci, jak i od przewidywanych obciążeń szczytowych pojedynczych odbiorców [1]. Charakter zmian czasowych obciążenia u takich odbiorców można traktować jako stochastyczny proces losowy, zaś parametry tego procesu dla różnych odbiorców mogą być różne. W artykule przedstawiono sposób wyznaczania obciążeń szczytowych poszczególnych elementów sieci z wykorzystaniem teoretycznych podstaw sumowania wartości losowych. Wyniki teoretycznych analiz zostały następnie zweryfikowane z wykorzystaniem danych pomiarowych, uzyskanych z wielu liczników energii w postaci rzeczywistych przebiegów czasowych obciążeń odbiorców bytowych w czasie 1 roku. Analizie poddana została grupa 1100 losowo wybranych odbiorców, zasilanych z sieci nN jednego z dużych krajowych operatorów sieciowych. Na rysunku 1 przedstawiono zbiór wartości rocznej energii pobranej przez każdego z tych odbiorców oraz ich szczytowego 15-minutowego obciążenia.



Rys.1. Zależność mocy szczytowej od pobranej energii rocznej dla wszystkich analizowanych odbiorców przy czasie uśredniania obciążeń, równym 15 min.

Wartości roczne pobranych energii A_r dla ww. odbiorców zawierają się w przedziale 116-6123 kWh, przy średniej wartości 1846 kWh, zaś zmierzone moce szczytowe poszczególnych odbiorców ograniczone zostały do przedziału 0,5-5,4 kW, przy wartości średniej tego obciążenia 3,23 kW dla rozpatrywanej grupy odbiorców. W przypadku odbiorców bytowych, zasilanych z sieci nN na etapie projektowania zakłada się, że są to odbiorcy jednakowi, czyli że obciążenia szczytowe każdego z tych odbiorców w danej grupie również są jednakowe. W praktyce jednak obciążenia te nie są jednakowe (rys. 1), a ponadto między obciążeniami poszczególnych odbiorców może występować pewna korelacja czasowa dodatnia lub ujemna, a jej średnią wartość w określonym zbiorze wartości 15-minutowych obciążeń można wyznaczyć dla wszystkich par odbiorców w postaci średniej wartości znanego w teorii [2] współczynnika ρ_{st} korelacji czasowej obciążenia każdego z odbiorców z obciążeniami pozostałych odbiorców. Ww. korelacja zwykle jest niewielka, lecz może ona mieć istotne znaczenie dla wyznaczania obciążenia szczytowego danego elementu sieci, zasilającego dużą liczbę odbiorców [3]. Na rysunku 2 przedstawiono fragment przebiegu czasowego obciążenia trzech odbiorców, przy czym dla pary Odbiorca 1 – Odbiorca 3 korelacja czasowa między ich obciążeniami jest dodatnia, zaś dla pary Odbiorca 1 – Odbiorca 2 korelacja ta jest ujemna.



Rys.2. Przykłady przebiegów obciążenia z dodatnią (Odbiorca 1 i Odbiorca 3) i ujemną (Odbiorca 1 i Odbiorca 2) korelacją czasową

Wyznaczenie obciążenia szczytowego $P_s(N)$ danego elementu sieci, zasilającego $N \geq 1$ odbiorców, należących do tej samej grupy, charakteryzującej się założonym na etapie

projektowania obciążeniem szczytowym P_{s1} pojedynczego odbiorcy, odbywa się zgodnie ze wzorem:

$$(1) \quad P_s(N) = k_j(N) \cdot N \cdot P_{s1},$$

w którym $k_j(N) \leq 1$ jest średnią wartością współczynnika jednoczesności występowania obciążeń szczytowych dla N odbiorców z danej grupy, zasilanych przez określony element sieci jak wyżej.

Celem artykułu jest przedstawienie teoretycznego sposobu wyznaczania wartości tego współczynnika dla $N > 1$ oraz weryfikacja wyznaczonego modelu dla danych rzeczywistych.

Metoda wyznaczania wartości współczynników jednoczesności

Wartości chwilowe obciążenia każdego z odbiorców, wchodzących w skład rozpatrywanej N -elementowej grupy, można traktować jako wynik działania wielu losowych czynników [4]. Zatem obciążenia uśrednione w tych samych przedziałach czasowych (np. 15-minutowych) można traktować jako zmienną losową. Zmienna ta na podstawie danych całorocznych może być scharakteryzowana poprzez wartość średnią P_{sr} i odchylenie standardowe σ_1 . Obciążenie szczytowe P_{s1} dla pojedynczego odbiorcy można wtedy przedstawić w oczywistej postaci [3]:

$$(2) \quad P_{s1} = P_{sr} + (P_{s1} - P_{sr}) = P_{sr} + P_{nad} = P_{sr} + \beta_1 \cdot \sigma_1,$$

w której P_{nad} oznacza nadwyżkę obciążenia ponad obciążenie P_{sr} , a β_1 jest współczynnikiem liczbowym, zależnym m.in. od postaci rozkładu wartości pobieranej mocy P .

Po zsumowaniu obciążeń N jednakowych odbiorców przy wstępnym założeniu braku korelacji między obciążeniami poszczególnych par odbiorców, obciążenie szczytowe danego elementu sieci, zasilającego N odbiorców można przedstawić – analogicznie do zależności (2) – jako:

$$(3) \quad P_s(N) = N \cdot P_{sr} + \beta_N \cdot \sigma_N = N \cdot P_{sr} + \beta_N \cdot \sigma_1 \cdot \sqrt{N}.$$

Po wyznaczeniu z zależności (2) wartości σ_1 i po wstawieniu do (3) otrzymuje się:

$$(4) \quad P_s(N) = N \cdot P_{sr} + (P_{s1} - P_{sr}) \cdot \sqrt{N} \cdot \frac{\beta_N}{\beta_1}.$$

Zależność (4) można przekształcić do postaci:

$$(5) \quad P_s(N) = N \cdot P_{s1} \cdot \left(T_r + \frac{\beta_N}{\beta_1} \cdot \frac{1 - T_r}{\sqrt{N}} \right),$$

gdzie T_r jest względnym czasem użytkowania mocy szczytowej dla odbiorcy, gdyż zachodzi:

$$(6) \quad T_r = \frac{A_r}{T \cdot P_{s1}} = \frac{P_{sr}}{P_{s1}} = \frac{T_s}{T},$$

przy czym T oznacza długość rozpatrywanego okresu, najczęściej jednego roku, a T_s jest czasem użytkowania mocy szczytowej P_{s1} w czasie T .

Przyrównując do siebie zależności (1) oraz (5) otrzymuje się zależność umożliwiającą wyznaczenie wartości współczynników jednoczesności $k_j(N)$ w postaci:

$$(7) \quad k_j(N) = T_r + \frac{\beta_N}{\beta_1} \cdot \frac{1 - T_r}{\sqrt{N}}.$$

Dodatkowo, po uwzględnieniu wartości średniej korelacji ρ_{sr} między obciążeniami wszystkich par odbiorców,

otrzymuje się $k_j(N)$ jako:

$$(8) \quad k_j(N) = T_r + \frac{\beta_N}{\beta_1} \cdot \frac{1 - T_r}{\sqrt{N}} \cdot \sqrt{1 + \rho_{sr} \cdot (N - 1)},$$

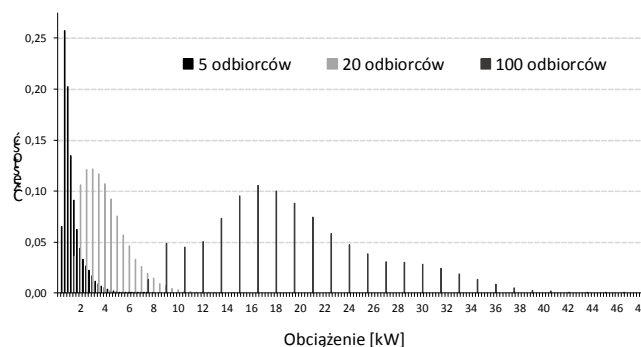
Wyznaczenie parametrów modelu

Grupa dostępnych danych o obciążeniach 15-minutowych w ciągu roku dla wszystkich odbiorców podzielona została na dwie równoliczne części, z których pierwsza posłużyła do wyznaczenia parametrów modelu opisanego wcześniej, a druga do jego weryfikacji.

Jako pierwszą oszacowano średnią wartość współczynnika korelacji ρ_{sr} między obciążeniami wszystkich par odbiorców z pierwszej grupy. Dla badanej próby wartość tę wyliczono na poziomie $\rho_{sr} = 0,08$.

Kolejnym parametrem do oszacowania jest względny czas T_r użytkowania mocy szczytowej przez pojedynczego odbiorcę. Dzielicz wartość średniego zużycia energii przez średnią moc szczytową odbiorcy wyznaczono średni roczny czas $T_s = 572$ h/rok oraz czas względny $T_r = 0,065$.

Jak już wspomniano wcześniej, wartość współczynnika β_N zależy od postaci rozkładu gęstości prawdopodobieństwa mocy pobieranej przez grupę N odbiorców. Na rys 3 pokazano dla kilku różnych wartości N przykładowe rozkłady obciążenia odbiorców, otrzymane na podstawie pomiarów.



Rys.3. Rozkłady częstości występowania sumarycznego obciążenia dla $N = 5$ odbiorców, $N = 20$ odbiorców i $N = 100$ odbiorców

Rozkład obciążenia pojedynczego odbiorcy jest rozkładem niesymetrycznym, który można aproksymować np. rozkładem gamma, zaś suma takich rozkładów dla N -elementowych grup jest wtedy także rozkładem gamma [2], lecz o innych parametrach. Z rysunku 3 wyraźnie wynika, że wraz ze wzrostem liczby odbiorców składających się w jeden grafik obciążenia, rozkład sumarycznego obciążenia coraz bardziej zbliża się do rozkładu normalnego, i tym samym zmniejsza się wartość współczynnika β , określającego maksymalną wartości obciążenia w stosunku do jego wartości średniej. W teorii, dla nieskorelowanych wartości, prawidłowość ta wynika z centralnego twierdzenia granicznego [2].

W celu wyznaczenia zależności $\beta = f(N)$ wykonane zostały symulacje składania pojedynczych grafików w grafik wypadkowy dla różnych wartości N i wyznaczano β_N , przekształcając zależność (3) do postaci:

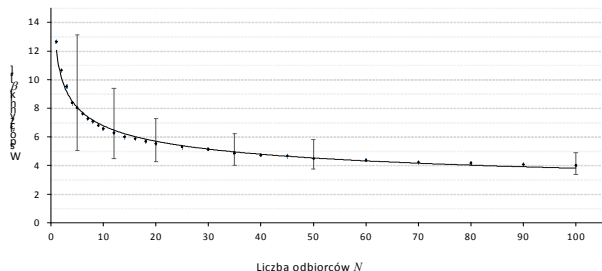
$$(9) \quad \beta_N = \frac{P_s(N) - N \cdot P_{sr}}{\sigma_N}.$$

Otrzymane w ten sposób średnie wartości współczynników β_N pokazano w tabeli 1 oraz na rysunku 4, na którym pokazano zakresy ich zmienności.

Do otrzymanych punktów β_N dopasowana została krzywa wykładnicza, która ze współczynnikiem korelacji $R = 0,981$ odwzorowuje zależność wartości β_N od liczby N składanych grafików pojedynczych odbiorców.

Tabela 1. Wyznaczone średnie wartości współczynników β_N

N	β_N	N	β_N	N	β_N
1	12,66	10	6,59	40	4,72
2	10,66	12	6,29	45	4,67
3	9,52	14	6,00	50	4,50
4	8,37	16	5,87	60	4,37
5	8,03	18	5,69	70	4,24
6	7,63	20	5,53	80	4,16
7	7,28	25	5,31	90	4,07
8	7,08	30	5,13	100	4,00
9	6,81	35	4,88	200	3,28



Rys. 4. Wartości średnie współczynników β dla liczby N odbiorców

W rzeczywistości współczynnik β jest zmienną losową o rozkładzie zbliżonym do normalnego (co pokazano dla kilku przypadków na rysunku 5) i do obliczeń współczynników jednoczesności $k_j(N)$ należy wziąć jego wartość z odpowiednim kwantylem, pozwalającym oszacować prawdopodobieństwo nieprzekroczenia w rzeczywistości otrzymanej obliczeniowo mocy szczytowej, obciążającej dany element sieci, zasilający N odbiorców. Jeżeli przyjąć ten kwantyl na poziomie 95%, wtedy zależność wg której można wyznaczyć wartości współczynników β_N przybiera postać:

$$(10) \quad \beta_N = 20,0 \cdot N^{-0,345},$$

zaś zależność umożliwiającą wyznaczenie wartości współczynników jednoczesności $k_j(N)$ można przy takim założeniu (po uproszczeniu) zapisać dla $N > 1$ jako:

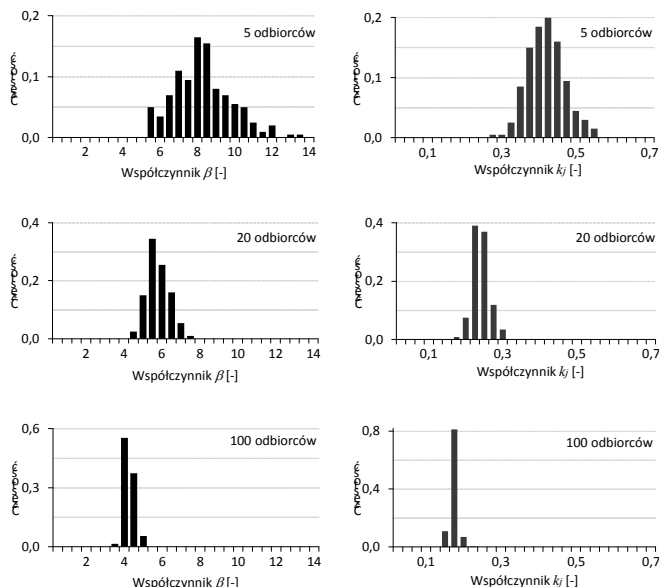
$$(11) \quad k_j(N) = 0,065 + \frac{1,477 \cdot N^{-0,345}}{\sqrt{N}} \cdot \sqrt{1 + 0,08 \cdot (N-1)}.$$

Weryfikacja modelu

Otrzymany model matematyczny (11) do wyznaczania wartości współczynników jednoczesności $k_j(N)$ poddano weryfikacji, wykorzystując do tego celu drugą grupę danych pomiarowych. W tym celu dokonano adekwatnego jak dla pierwszej grupy składania odbiorców z ww. grupy w zbioro o różnej liczebności N – od 2 do 100 i następnie dla tych zbiorów wyznaczano pomiarowe wartości współczynników jednoczesności $k_j(N)$ wprost z zależności (1) przy założeniu, że $P_{s1} = 3,23$ kW. W wyniku tych symulacji otrzymano ich oczekiwane wartości, przedstawione w tabeli 2 oraz na rysunku 6. Wcześniejszy rysunek 5 zawiera natomiast rozkłady wartości współczynników $k_j(N)$, otrzymane przy odpowiadających im wartościach współczynników β_N .

Jak wynika z rysunku 6, empirycznie wyznaczone wartości współczynników k_j (jak w tabeli 2) charakteryzują się zmiennością dla zadanej wartości N , zatem można tym samym wyznaczyć prawdopodobieństwo nieprzekroczenia obliczonej wg zależności (1) z uwzględnieniem (12)

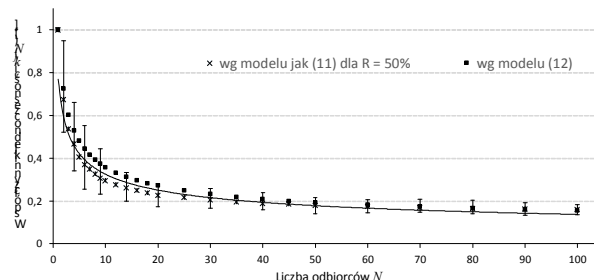
wartości mocy szczytowej grupy N odbiorców. Ponieważ współczynnik zmienności rozkładu prawdopodobieństwa dla współczynnika k_j jest mniejszy niż dla współczynnika zmienności parametru β_N , to przy przyjęciu kwantyla prawdopodobieństwa nieprzekroczenia określonej wartości β_N na poziomie 95%, ryzyko przekroczenia wartości współczynnika k_j , szacowanej wg wzoru (12), wynosi zaledwie 3%.



Rys. 5. Odpowiadające sobie (dla różnych N) przykładowe rozkłady prawdopodobieństwa wartości współczynnika β_N i rozkłady wartości współczynnika $k_j(N)$

Tabela 2. Pomiarowe wartości współczynników jednoczesności

N	$k_j(N)$	N	$k_j(N)$	N	$k_j(N)$
1	1,000	10	0,296	40	0,190
2	0,676	12	0,278	45	0,187
3	0,537	14	0,262	50	0,180
4	0,468	16	0,250	60	0,175
5	0,407	18	0,238	70	0,170
6	0,370	20	0,228	80	0,166
7	0,350	25	0,218	90	0,164
8	0,328	30	0,206	100	0,161
9	0,309	35	0,196	200	0,145



Rys. 6. Wartości współczynników $k_j(N)$ dla liczby N odbiorców

Korzystanie w praktyce z zależności (11) może być dość kłopotliwe. W [5] przedstawiono np. stabilizowane wartości współczynników $k_j(N)$, adekwatne do ich wartości, wyznaczonych wg prostej zależności:

$$(12) \quad k_j(N) = a + \frac{1-a}{\sqrt{N}},$$

gdzie a jest współczynnikiem o wartości zależnej od przynależności odbiorców zasilanych z sieci nN do jednego z czterech modeli gospodarstw domowych, zróżnicowanych

pod względem wyposażenia w odbiorniki energii elektrycznej. Norma [6] podaje natomiast wartości tych współczynników tylko w postaci tabelarycznej, dla $N \leq 100$ dla 3 grup odbiorców, również zróżnicowanych pod względem wyposażenia gospodarstw w domowe odbiorniki elektryczne. W dalszej części weryfikacji modelu, uproszczonego do postaci (12), wyznaczono wartości współczynnika a dla dwu wartości ryzyka R przekroczenia obliczonej wartości mocy szczytowej, czyli przy $R = 10\%$ i $R = 3\%$ metodą najmniejszej sumy kwadratów odchyień.

W tabeli 3 przedstawione zostały wartości $k_f(N)$ wyznaczone wg modeli jak (11) przy wybranych trzech poziomach ryzyka R oraz wartości $k_f(N)$, wyznaczone wg (12) dla ryzyka $R = 10\%$ oraz $R = 3\%$. Wartości współczynnika jednoczesności wg uproszczonej zależności (12) dla $R = 3\%$, na tle zmienności $k_f(N)$ przedstawiono na rysunku 6.

Tabela 3. Wartości $k_f(N)$ obliczone wg modelu i wg (12)

N	$k_f(N)$ wg modeli jak (11)			$k_f(N)$ wg (12)	
	R = 50%	R = 10%	R = 3%	R = 10% ($\alpha = 0,037$)	R = 3% ($\alpha = 0,060$)
1	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2	0,676	0,806	0,915	0,718	0,725
3	0,537	0,668	0,723	0,593	0,603
4	0,468	0,515	0,551	0,519	0,530
5	0,407	0,457	0,486	0,468	0,481
6	0,370	0,410	0,434	0,430	0,444
7	0,350	0,372	0,392	0,401	0,416
8	0,328	0,350	0,368	0,378	0,393
9	0,309	0,324	0,339	0,358	0,374
10	0,296	0,311	0,326	0,342	0,358
12	0,278	0,286	0,298	0,315	0,332
14	0,262	0,261	0,270	0,295	0,312
16	0,250	0,256	0,266	0,278	0,295
18	0,238	0,246	0,255	0,264	0,282
20	0,228	0,233	0,241	0,253	0,271
25	0,218	0,220	0,227	0,230	0,248
30	0,206	0,210	0,216	0,213	0,232
35	0,196	0,197	0,202	0,200	0,219
40	0,190	0,192	0,197	0,190	0,209
45	0,187	0,188	0,192	0,181	0,200
50	0,180	0,182	0,187	0,174	0,193
60	0,175	0,177	0,181	0,162	0,182
70	0,170	0,172	0,175	0,152	0,173
80	0,166	0,169	0,173	0,145	0,165
90	0,164	0,166	0,169	0,139	0,159
100	0,161	0,163	0,166	0,134	0,154

Charakterystyczne dla otrzymanych wyników jest to, że wartości współczynników k_f dla różnych poziomów ryzyka R przekroczenia obliczonej wartości mocy szczytowej są silnie zależne od poziomu tego ryzyka tylko dla niewielkich N , co w praktyce jest rzadkim przypadkiem i dodatkowo nie sprawiającym problemów technicznych, np. ze względu na stosowanie znormalizowanych przekrojów przewodów.

Podsumowanie

Prezentowana metoda wyznaczania wartości współczynników k_f , wykorzystująca zarówno podstawy teoretyczne w zakresie sumowania przebiegów czasowych o charakterze losowym, jak i wyniki rzeczywistych pomiarów obciążeń 15-minutowych dla stosunkowo licznej grupy odbiorców, zasilanych z sieci nN, daje obliczające wyniki, zweryfikowane na innym zbiorze zmierzonych wartości obciążeń jak wyżej. Błąd metody, odniesiony do zmierzonych szczytowych wartości obciążenia i obliczonych na tej podstawie wartości współczynników k_f wynika z założonego poziomu ryzyka R i może nie przekraczać kilku procent. Proste zależności typu (12) są co prawda już mniej dokładne, zwłaszcza dla niewielkich wartości N

(niewielkiej liczby odbiorców, zasilanych za pomocą określonego elementu sieci nN), lecz mogą być używane w praktyce z jednego, ale ważnego powodu. Przeprowadzone badania wykazały bowiem, że mimo podobnego charakteru odbiorców ich zachowanie odbiega dość wyraźnie od przyjętych założeń. Szczególnie chodzi tu o znaczne zróżnicowanie rzeczywistych wartości ich szczytowego obciążenia i wartości pobranej energii przez analizowanych odbiorców. Z tego powodu wyznaczone średnie obciążenie szczytowe o wartości 3,23 kW w analizowanej grupie tych odbiorców okazało się o ok. 40% niższe od założonej wartości mocy szczytowej każdego z odbiorców analizowanej grupy na poziomie $P_{s1} = 5,4$ kW. Wartość ta wynika z zastosowania znamionowego prądu 1-fazowego zabezpieczenia przedlicznikowego o standardowej wartości $I_B = 25$ A i $\cos \varphi_{sr} = 0,94$. W takim przypadku kilku- lub nawet kilkunastoprocentowy błąd wyznaczenia wartości współczynnika $k_f(N)$ wg zależności (12) wydaje się mało znaczący. Aktualnie analizowana grupa odbiorców jest najliczniejszą grupą istniejących odbiorców, decydującą w przeszłości w znacznym stopniu o doborze parametrów sieci nN, zatem wspomniana wyżej, zaobserwowana prawidłowość o niższym niż planowane obciążeniu P_{s1} jest niezwykle korzystna z dzisiejszego punktu widzenia, gdyż pozwala (co prawda – nie wszędzie) na odłożenie w czasie modernizacji i przebudowy sieci nN. Niestety, autorzy niniejszego referatu nie mieli dostępu do danych, charakteryzujących obciążenia innych grup odbiorców, korzystających np. z coraz powszechniej używanych w gospodarstwach domowych elektrycznych przepływowych podgrzewaczy wody oraz z kuchni elektrycznych [6], ani też nie mieli informacji, czy w analizowanej grupie odbiorców znajdowali się odbiorcy o $P_{s1} = 7$ kW wg założeń z [6]. Zatem podobną analizę należałoby powtórzyć dla innych grup odbiorców, z uwzględnieniem ich wyposażenia w aktualnie stosowane elektryczne AGD.

Autor: dr hab. inż. Henryk Kocot, prof. PŚ, Politechnika Śląska, Instytut Elektroenergetyki i Sterowania Układów, ul. Krzywoustego 2, 44-100 Gliwice, E-mail: Henryk.Kocot@polsl.pl; dr inż. Szymon Ciura, emerytowany pracownik Politechniki Śląskiej, E-mail: simmon3@wp.pl; mgr inż. Agnieszka Dziendziel, doktorantka w Politechnice Śląskiej, Instytut Elektroenergetyki i Sterowania Układów, ul. B. Krzywoustego 2, 44-100 Gliwice, E-mail: Agnieszka.Dziendziel@polsl.pl

LITERATURA

- [1] Parol M., Bielecki S., Metody wyznaczania rozpyłów mocy podczas planowania rozwoju elektroenergetycznych sieci rozdzielczych SN i nn w warunkach niepewności, Przegląd Elektrotechniczny, 03/2009
- [2] Benjamin Jack R., Cornell C. Allin, Rachunek prawdopodobieństwa, statystyka matematyczna i teoria decyzji dla inżynierów, WNT, Warszawa 1977
- [3] Ciura Sz., Kocot H., Estymacja parametrów obciążeń poszczególnych elementów sieci, zasilających odbiorców bytowych, przyłączonych do sieci niskiego napięcia. Materiały konferencji „Szacowanie i prognozowanie obciążeń w sieciach elektroenergetycznych”, Wisła, 5-6 grudnia 2017
- [4] Holy A., Analiza prawdopodobieństwa wystąpienia mocy szczytowej, Przegląd Elektrotechniczny, 05/2006
- [5] BSiPE Energoprojekt Poznań, Program rządowy PR-5, część 1: Wskazówki ustalania obciążeń elektrycznych odbiorców bytowo-komunalnych w miejskich sieciach osiedlowych, Poznań 1982
- [6] N SEP-E-002 Wytyczne. Komentarz: Instalacje elektryczne w obiektach budowlanych. Instalacje elektryczne w budynkach mieszkalnych. SEP-COSiW, Warszawa 2003