

Jacek ŁYP*, Tomasz POPLAWSKI**, Kazimierz DAŚAL*

Prognozowanie zapotrzebowania na letnią moc szczytową krajowego systemu elektroenergetycznego

STRESZCZENIE. W referacie opisano problematykę sporządzania prognoz zapotrzebowania na moc szczytową lata dla Krajowego Systemu Elektroenergetycznego (KSE) w kontekście generowania ich dla długoterminowych scenariuszy zapotrzebowania na roczną energię i roczne maksymalne zapotrzebowanie na moc. Koncepcję opisano i zilustrowano.

SŁOWA KLUCZOWE: prognozowanie, elektroenergetyka

Wprowadzenie

Wartość maksymalnego w roku zapotrzebowania na moc, obok rocznego zapotrzebowania na energię, jest kluczową wielkością wyznaczaną w toku prognoz długoterminowych (na rok i więcej lat). Problemem eksplorowanym niejako w logicznym następstwie jest wartość szczytu letniego, rozumianego jako najmniejszy szczyt miesięczny w roku.

Zainteresowanie długoterminowymi prognozami szczytu letniego zostało w ostatnich latach podsycone spektakularnymi kryzysami energetycznymi, które miały miejsce w Kalifornii, we Włoszech, a nie ominęły także Polski. Oczywiście jest, że w kontekście bezpieczeństwa energetycznego trafną prognozę szczytu letniego postrzega się jako podstawowe narzędzie.

* Dr inż., ** Prof. nadzw. dr hab. inż. — Instytut Elektroenergetyki, Politechnika Częstochowska;
e-mail: jackrat@el.pcz.czest.pl

Formalnie nic nie stoi na przeszkodzie, aby w modelach prognozy szczytu letniego wykorzystywać analogiczne techniki jak w przypadku szczytów rocznych, czyli analizę szeregów czasowych, regresję wielokrotną, sztuczne sieci neuronowe i wiele innych. Jednakże charakter oczekiwań odbiorców prognoz sprawia, że wymagane jest podejście umożliwiające sporządzanie prognoz szczytów letnich dla zadanych scenariuszy rocznego zapotrzebowania na energię i moc maksymalną, względnie w funkcji dodatkowych zmiennych sterujących. W takiej sytuacji, użycie indywidualnego modelu wprost dla procesu szczytu letniego może łatwo skutkować brakiem spójności między rezultatami prognoz dla szczytów rocznych i letnich. W dalszej części pracy zostanie przedstawiona metodyka pozostająca w zgodzie z przytoczonym ograniczeniem.

1. Podstawy metodyki

Podwaliny modelu predestynowanego do przedstawionego zadania zostały opisane w pracy [1], a jego rozwinięta i zaawansowana postać w [2] i [3]. Podejście wymaga przeprowadzenia analizy, w efekcie której otrzymuje się szereg charakterystyk funkcyjnych wiążących rozmaite wskaźniki opisujące zmienność obciążeń systemów. W funkcji kilku kluczowych wielkości możliwych do uzyskania bezpośrednio lub pośrednio z wartości rocznego zapotrzebowania na energię i moc szczytową, można w syntetyczny sposób otrzymać z pomocą poszczególnych charakterystyk wartości szczegółowych wielkości umożliwiających wyznaczenie szeregu istotnych parametrów opisujących zmienności obciążeń do skonstruowania przebiegu obciążenia dobowego danego systemu włącznie. Wymaganym wejściowym elementem algorytmu, oprócz zestawu charakterystyk, są jedynie prognozy rocznej energii i mocy szczytowej uzyskane odrębnymi metodami.

Z mocno rozbudowanej metodyki, do prognozy szczytu letniego wykorzystuje się jedynie stosunkowo niewielki fragment, którego elementy zostaną tu wymienione.

Analizę zmienności według [1, 2, 3] przeprowadza się przy upraszczającym założeniu zmienności najważniejszych wielkości miesięcznych, takich jak: obciążenie szczytowe, średnia energia dobowa, energia doby szczytowej oraz wywodzących się stąd dalszych wskaźników. Uproszczenie to polega na przyjęciu matematycznego modelu zmienności wielkości miesięcznych, uwzględniającego podwójnego rodzaju zmienność, jaka występuje w ciągu roku: zmienność statyczną tj. zmienność spowodowaną czynnikami astronomicznymi (momenty wschodów i zachodów słońca, sezonowość klimatu), oraz zmienność dynamiczną tj. zmienność wynikającą z dwóch rodzajów przyrostów: ilościowego i jakościowego. Przez przyrost jakościowy rozumie się zmianę struktury odbiorców energii elektrycznej.

Ogólna postać matematycznego modelu wielkości miesięcznej Y_p (gdzie p jest numerem miesiąca) realizującego powyższe założenia to:

$$Y_p = \left(1 + \frac{P}{12} \alpha\right) \left[b + a \cdot \cos\left(2p - 1\right) \frac{2\pi}{24} \right] = k_p (b + a \cdot \cos \psi_p) \quad (1)$$

gdzie: α – względny przyrost roczny wielkości Y ,
 $k_p = 1 + \frac{p}{12}\alpha$ – współczynnik przyrostu miesięcznego uwzględniający przyrost roczny,
a rozłożony równomiernie na miesiące,
 a, b – amplituda i wartość średnia funkcji trygonometrycznej.

Drugi człon modelu jest funkcją modelującą zmienność wymuszoną czynnikami astronomicznymi, czyli zmienność „statyczną”. Zatem pod określeniem zmienności statycznej rozumieć należy zmienność taką, jaką byłaby, gdyby nie było przyrostów rocznych. Wielkości b i a to odpowiednio wartość średnia i amplituda modelu zmienności statycznej.

Układ odbiorców, w którym oprócz zmian ilościowych występują zmiany w składzie strukturalnym, cechuje niejednakowy przyrost energii i obciążenia. Jest to powód, dla którego rozróżnia się dwie wielkości określające przyrost roczny. Są to:

✧ względny roczny przyrost energii:

$$\alpha_A = \frac{A_r - A_{r-1}}{A_{r-1}} \quad (2)$$

✧ względny roczny przyrost mocy:

$$\alpha_S = \frac{P_{Sr} - P_{S,r-1}}{P_{S,r-1}} \quad (3)$$

gdzie: A_r, A_{r-1} – energia roczna odpowiednio w roku r i $r-1$,
 $P_{Sr}, P_{S,r-1}$ – szczytowe obciążenie w roku r i $r-1$.

We wstępnych rozważaniach pracy [1] mówi się o średnim układzie statycznym odbiorców. Jest to układ o składzie odbiorców pośrednim między początkiem i końcem rozpatrywanego roku, z którego wyeliminowano przyrost ilościowy. Według [1] wskaźnikiem określającym strukturę odbiorców w powyższym układzie jest tzw. średni roczny statyczny stopień obciążenia (przymiotnik „średni” zwykle pomija się w nazewnictwie). Zwykły (dynamiczny) roczny stopień obciążenia:

$$m_r = \frac{A_r}{T_r \cdot P_{Sr}} \quad (4)$$

gdzie: A_r – energia roczna,
 P_{Sr} – roczne obciążenie szczytowe,
 T_r – czas trwania roku (8760 h).

Stacyjny roczny stopień obciążenia:

$$m_r^{stat} = \frac{A_r}{T_r \cdot P_{Sr}} \cdot \frac{1 + \frac{\alpha_A + \alpha_S}{2}}{1 + 0,54 \cdot \alpha_A} \quad (5)$$

Poniżej podano obowiązujące sposoby wyznaczania wartości statycznych najważniejszych wielkości energetycznych.

Statyczna energia roczna:

$$A_r^{stat} = \frac{A_r}{1 + 0,54 \cdot \alpha_A} \quad (6)$$

Statyczny szczyt roczny:

$$P_{Sr}^{stat} = \frac{P_{Sr}}{1 + \frac{\alpha_A + \alpha_S}{2}} \quad (7)$$

Statyczny szczyt p -tego miesiąca:

$$P_{Sr}^{stat} = \frac{P_{Sp}}{1 + \frac{p}{12} \cdot \frac{\alpha_A + \alpha_S}{2}} \quad (8)$$

Statyczna średnia energia dobową p -tego miesiąca:

$$A_{d\acute{s}r p}^{stat} = \frac{A_{d\acute{s}r p}}{1 + \frac{p}{12} \cdot \alpha_A} \quad (9)$$

Postać mianownika wzoru (6) wynika z zastosowania cosinusoidalnego modelu zmienności (1) do średniej miesięcznej energii doby. Wyprowadzenie podano w [1].

Priorytetowym elementem analizy jest zbadanie i stwierdzenie relacji między poszczególnymi wskaźnikami opisującymi stan rozpatrywanych systemów. Według [1] konsekwencją zgodności zmienności wielkości miesięcznych z przedstawionym modelem cosinusoidalnym (1) jest stochastyczna zależność statycznych wielkości szeregu wskaźników od statycznego rocznego stopnia obciążenia. W kontekście zadania poruszanego w niniejszej pracy, kluczowym wskaźnikiem jest stopień zmienności szczytów miesięcznych:

$$\sigma'_r = \frac{P_{S7}}{P_{Sr}} \quad (10)$$

gdzie: P_{S7} – szczytowe obciążenie lipca.

Wskaźnik reprezentuje stosunek minimalnego do maksymalnego miesięcznego obciążenia szczytowego. Najmniejszy szczyt miesięczny występuje zwykle w lipcu, zaś największy

w grudniu (przy dodatnich przyrostach obciążenia) lub styczniu (przy przyrostach ujemnych). Wartości statycznych szczytów stycznia i grudnia danego roku są jednakowe, zatem niezależnie od znaku rocznych przyrostów mocy i energii, wartość statyczną stopnia zmienności szczytów miesięcznych można określić jako:

$$\sigma_r^{stat} = \frac{P_{S7}^{stat}}{P_{S12}^{stat}} = \frac{P_{S7}}{P_{Sr}} \cdot \frac{1 + \frac{\alpha_A + \alpha_S}{2}}{1 + \frac{7}{12} \cdot \frac{\alpha_A + \alpha_S}{2}} \quad (11)$$

Wspomniana zależność to:

$$\sigma_r^{stat} = f(m_r^{stat}) \quad (12)$$

Algorytm wyznaczania prognozy zapotrzebowania na szczyt letni przy zadanym rocznym zapotrzebowaniu na energię i roczny szczyt sprowadza się do poniższych kroków:

- ✧ wyznaczenie przyrostów względnych według (2) i (3);
- ✧ wyznaczenie statycznego rocznego stopnia obciążenia według (5);
- ✧ wyznaczenie wartości statycznego stopnia zmienności szczytów miesięcznych z relacji (12) dla wyliczonego statycznego rocznego stopnia obciążenia;
- ✧ obliczenie statycznego szczytu letniego:

$$P_{S7}^{stat} = \sigma_r^{stat} \cdot P_{Sr}^{stat} \quad (13)$$

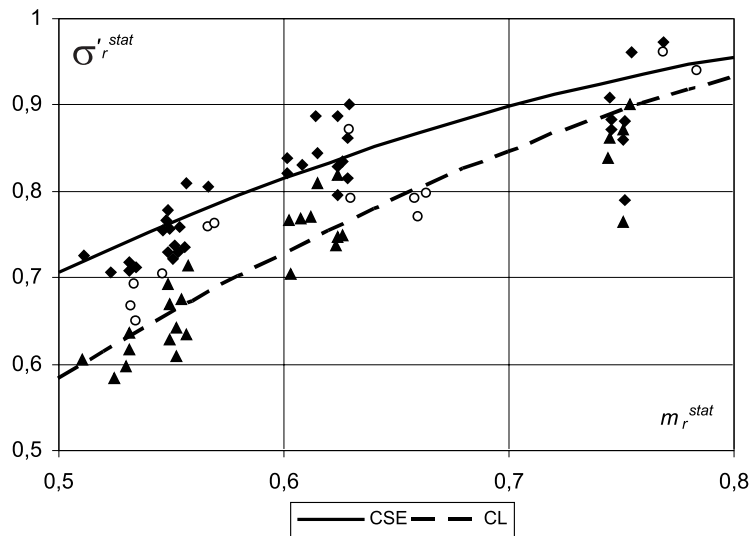
- ✧ obliczenie wartości dynamicznej szczytu letniego:

$$P_{S7} = P_{S7}^{stat} \cdot \left(1 + \frac{7}{12} \cdot \frac{\alpha_A + \alpha_S}{2} \right) \quad (14)$$

2. Problemy

Analiza w pracach [1, 2, 3] została przeprowadzona dla sześciu okręgów energetycznych w Polsce, na danych z lat sześćdziesiątych. Wyniki pozwoliły na użyteczne dopasowanie i stosunkowo dobrej jakości estymację parametrów funkcji matematycznych. Przykład charakterystyki (12) przedstawiono na rysunku 1.

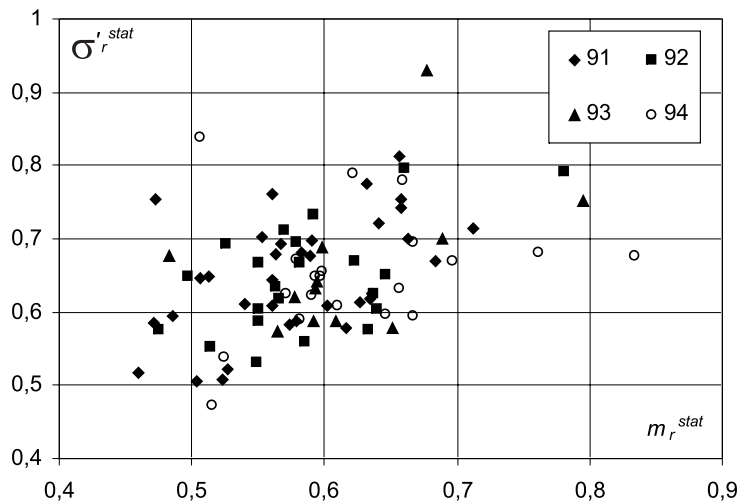
W latach dziewięćdziesiątych, w zespole autorów przeprowadzono weryfikację historycznego modelu analizy stosując go do 33 systemów ówczesnych spółek dystrybucyjnych. Rezultaty przedstawiono w [4, 5].



Rys. 1. Funkcja $\sigma_r^{stat} = f(m_r^{stat})$ – okręgi energetyczne [3]
 CSE – czas środkowoeuropejski, CL – czas letni

Fig. 1. Function $\sigma_r^{stat} = f(m_r^{stat})$ – Energetic Districts [3]
 CSE – Central European Time CET, CL – Central European Summer Time CEST

Rząd zapotrzebowania na energię spółek dystrybucyjnych odpowiadał wielkością zapotrzebowaniu dawniejszych okręgów. Średnia z dwunastu średnich miesięcznych energii dobowych sześciu okręgów energetycznych za rok 1956 wynosiła się od 3,3 do 27,7 GWh [1], zaś w latach 1991–1997 wielkość ta wahała się w 33 spółkach dystrybucyjnych od 2,0



Rys. 2. Funkcja $\sigma_r^{stat} = f(m_r^{stat})$ – spółki dystrybucyjne [6]

Fig. 2. Function $\sigma_r^{stat} = f(m_r^{stat})$ – Electric Power Companies [6]

do 34,2 GWh [6]. Jednak niejednakowe tempo i kierunek przemian gospodarczych i demograficznych w różnych regionach spowodował, że stopień zróżnicowania struktury odbiorców pomiędzy poszczególnymi spółkami był daleko większy w porównaniu ze starymi okręgami. Zaowocowało to m.in. dużą dyspersją punktów empirycznych wokół hipotetycznych krzywych regresji.

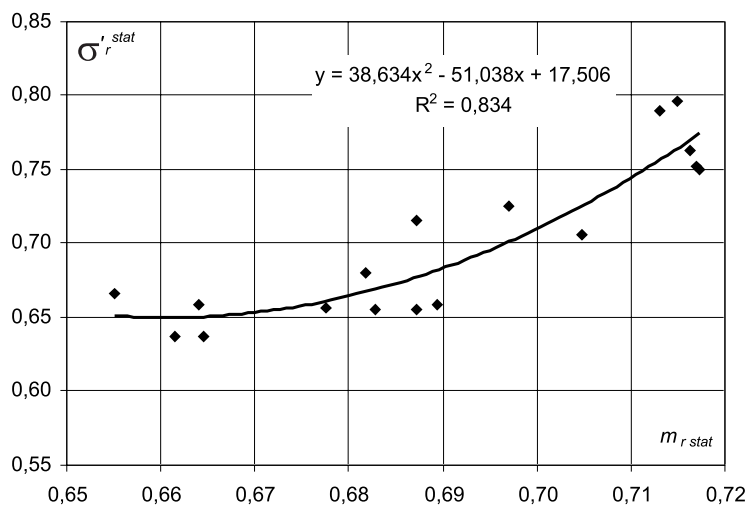
Przykład wariantu charakterystyki (12) dla spółek dystrybucyjnych z lat dziewięćdziesiątych przedstawiono na rys. 2.

Pomimo trudności, został podjęty wysiłek opracowania metody efektywnie wykorzystującej tradycyjnie sformułowane relacje. Rezultatem był cały szereg pozytywnie zweryfikowanych technik, które opisano m.in. w pracach [6, 7].

3. Adaptacja

Dla danych o zużyciu energii i obciążeniu KSE z lat 1991–2008 została dla potrzeb niniejszej pracy przeprowadzona częściowa analiza na podobieństwo opisanej powyżej. Należy podkreślić, że poprzednie analizy wykorzystywały dane grup systemów okręgów energetycznych lub spółek dystrybucyjnych, zaś w tym przypadku analiza dotyczy pojedynczego systemu. Pomimo uzasadnionych, dość pesymistycznych oczekiwań, fragment potrzebny do skonstruowania modelu prognozy szczytów letnich, dał zaskakująco dobre wyniki. Relację (12) dla współczesnego KSE przedstawia rysunek 3.

Zgodnie z opisanym wcześniej algorytmem, sporządzona została w trybie krokowym quasi-prognoza wygasła szczytów letnich KSE dla lat 1997–2008 z rocznym wyprze-



Rys. 3. Funkcja $\sigma_r^{stat} = f(m_r^{stat})$ z aproksymacją wielomianową – Krajowy System Elektroenergetyczny

Fig. 3. Function $\sigma_r^{stat} = f(m_r^{stat})$ with polynomial approximation – Domestic Electric Power System

dzeniem. W roli scenariusza zapotrzebowania na roczną energię i szczyt zastosowano wielkości rzeczywiste. Dla każdego roku prognozy użyta relacja (12) zawierała wyłącznie punkty z realizacji znanych przed rokiem prognozy.

Wartości relacji (12) zostały wyznaczone zaadaptowaną metodą najmniejszych kwadratów ważonych odległościami [8], dla której sumą kwadratów odchyłeń jest:

$$SK = \sum_{i=1}^n w_i(x) \cdot (f(x_i) - y_i)^2 \quad (15)$$

gdzie: (x_i, y_i) – współrzędne i -tego z n punktów empirycznych,
 $f(x)$ – wielomian drugiego stopnia,
 x – wartość odciętej, dla której poszukane jest rozwiązanie,
 $w_i(x)$ – waga dla i -tego punktu empirycznego.

Modyfikacje polegały na wcześniejszym przeskalowaniu wartości rzędnych i odciętych punktów empirycznych do zakresu $<0 ; 1>$ oraz na zastosowaniu wag o postaci:

$$w_i(x) = e^{-\frac{(1-\rho)(x-x_i)^2}{\alpha^2}} \quad (16)$$

gdzie: ρ – współczynnik wygładzenia (dobierany arbitralnie z przedziału $<0 ; 1>$),
 α – średnia kwadratowa odległość między najbliższymi sąsiadami.

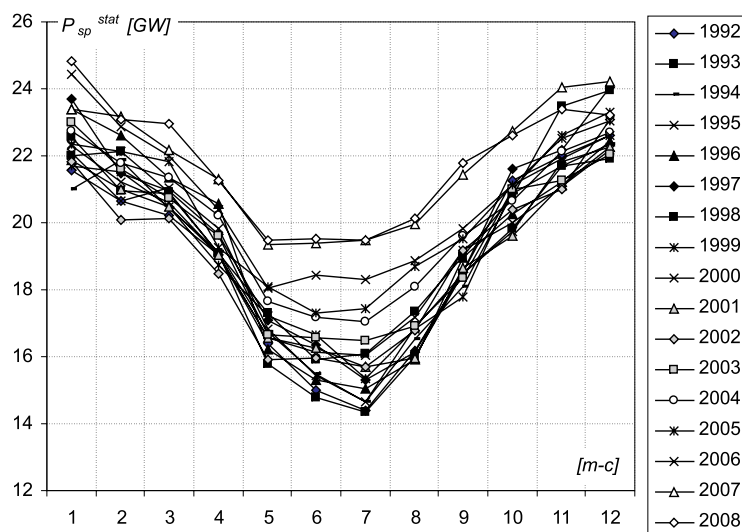
Dla współczynnika wygładzenia $\rho = 1$, otrzymuje się zwykle dopasowanie wielomianu drugiego stopnia metodą najmniejszych kwadratów. W opisywanej procedurze, eksperymentalnie dobrano $\rho = 0,88$.

Wyniki przedstawia tabela 3.

4. Uzupelnienia

Podczas weryfikacji modelu (1) w odniesieniu do mocy szczytowych (rys. 4, tab. 1) jak i do średnich energii dobowych w kolejnych miesiącach roku (rys. 5, tab. 2), dała się zauważyć wyraźnie zarysowująca się charakterystyczna cecha.

W ostatnich latach silnie zaznaczyło się podniesienie i spłaszczenie od dołu tzw. „krzywych V” w miesiącach letnich, podczas gdy ich naturalny kształt dla naszej strefy klimatycznej był wcześniej zbieżny z modelową cosinusoidą. Zjawisko stało się szczególnie widoczne od 2006 roku i wydaje się systematycznie pogłębiać. Przyczyn należy upatrywać w coraz powszechniejszym występowaniu i używaniu urządzeń klimatyzacyjnych. Ponieważ zapotrzebowanie na energię i moc na użytek klimatyzacji są ściśle związane z temperaturą, otwierają się pewne możliwości rozbudowy modelu prognozy szczytów letnich o korekty meteorologiczne.



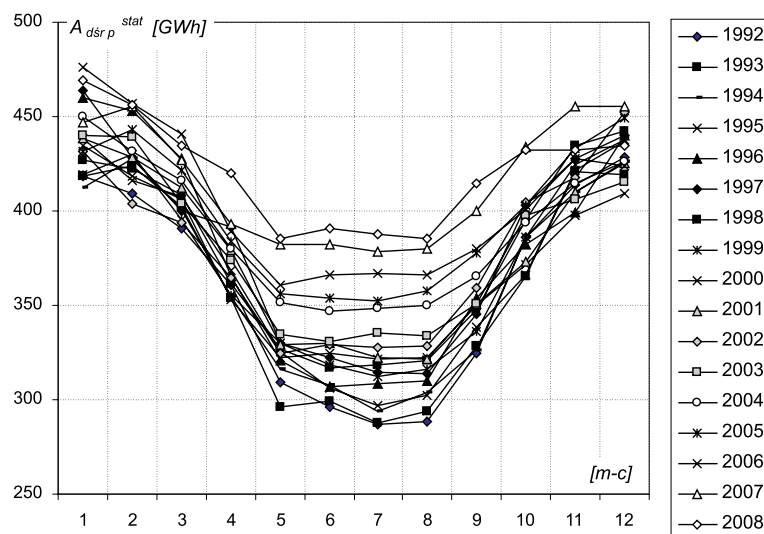
Rys. 4. Zmienność roczna P_{Sp}^{stat}

Fig. 4. Annual variability of P_{Sp}^{stat}

TABELA 1. Zmienność roczna P_{Sp}^{stat} [GW]

TABLE 1. Annual variability of P_{Sp}^{stat} [GW]

rok\m-c	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1992	21,6	20,7	20,2	19,0	16,4	15,0	14,4	16,2	18,5	21,3	22,0	22,6
1993	22,5	21,0	20,9	19,1	15,8	14,8	14,3	16,0	18,5	19,8	21,7	21,9
1994	21,0	21,9	20,4	19,1	16,7	15,5	14,7	16,5	18,1	20,9	21,7	22,3
1995	22,1	20,7	21,0	19,8	16,8	15,4	14,7	16,9	18,5	19,7	21,8	22,3
1996	23,4	22,6	21,4	20,6	16,2	15,3	15,0	15,9	19,0	20,3	21,2	22,5
1997	23,7	21,5	21,0	19,7	17,1	16,4	15,3	16,1	18,5	21,6	22,2	24,0
1998	22,0	22,1	20,9	19,1	17,3	15,9	16,1	17,3	19,0	20,8	23,5	24,0
1999	21,7	21,5	20,5	18,8	17,2	16,6	15,4	16,8	17,8	21,0	22,6	23,3
2000	22,3	21,2	20,6	19,1	16,6	16,1	16,1	17,2	19,2	20,0	21,1	22,2
2001	21,9	21,0	20,5	19,1	16,6	16,3	15,7	15,9	18,6	19,6	21,1	22,3
2002	21,8	20,1	20,1	18,5	15,9	15,9	15,7	16,8	19,2	20,4	21,0	23,1
2003	23,0	21,6	20,7	19,6	16,7	16,6	16,5	16,9	18,4	21,0	21,3	22,0
2004	22,8	21,8	21,3	20,2	17,6	17,2	17,1	18,1	19,6	20,6	22,1	22,7
2005	22,3	22,2	21,8	19,3	18,1	17,3	17,4	18,7	19,5	21,1	22,5	23,0
2006	24,4	22,9	22,0	20,4	18,1	18,4	18,3	18,9	19,8	21,1	21,9	22,6
2007	23,4	23,2	22,2	21,3	19,3	19,4	19,5	19,9	21,4	22,7	24,1	24,2
2008	24,8	23,1	23,0	21,3	19,5	19,5	19,5	20,1	21,8	22,6	23,4	23,2



Rys. 5. Zmienność roczna $A_{d\ \dot{s}r\ p}^{stat}$

Fig. 5. Annual variability of $A_{d\ \dot{s}r\ p}^{stat}$

TABELA 2. Zmienność roczna $A_{d\ \dot{s}r\ p}^{stat}$ [GWh]

TABLE 2. Annual variability of $A_{d\ \dot{s}r\ p}^{stat}$ [GWh]

rok\m-c	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1992	418,1	409,3	390,9	360,8	309,3	296,4	287,1	288,3	324,7	386,4	414,0	428,5
1993	418,5	424,0	402,3	353,8	296,0	299,3	287,9	294,2	328,8	365,4	420,9	419,1
1994	412,3	427,5	400,7	354,8	316,1	307,9	293,7	303,7	326,3	386,0	409,6	425,9
1995	438,5	416,0	407,8	368,1	325,7	306,3	296,6	302,4	338,2	366,3	421,9	436,6
01996	460,4	453,4	427,7	365,4	320,5	306,7	308,6	310,1	353,5	382,5	399,5	440,1
1997	464,0	428,1	400,3	391,7	329,7	322,0	314,8	313,5	345,4	402,7	427,9	440,3
1998	426,6	422,4	408,5	361,9	326,7	316,7	318,8	320,6	347,9	395,6	434,7	442,6
1999	419,1	429,9	395,3	355,5	329,8	318,4	312,0	315,8	336,4	386,0	424,4	437,6
2000	434,8	418,6	406,0	353,1	322,5	324,3	321,3	322,0	350,2	371,5	397,7	409,4
2001	438,7	428,5	412,6	379,1	329,5	330,0	322,4	321,9	350,9	373,0	410,0	425,0
2002	431,2	403,6	393,9	364,4	324,6	329,4	327,8	328,8	359,0	404,4	417,8	452,0
2003	440,1	438,9	403,7	373,8	334,6	330,8	335,7	333,9	351,1	397,9	406,0	415,8
2004	449,9	431,6	416,5	379,9	351,8	347,1	348,4	350,1	365,4	394,0	414,6	426,2
2005	431,8	443,3	421,6	383,5	356,3	354,1	352,5	357,4	377,6	402,9	433,2	449,5
2006	475,8	456,7	441,0	388,9	360,9	366,1	367,2	365,8	379,8	401,0	427,7	424,0
2007	447,3	455,4	427,1	393,4	382,1	381,9	378,5	380,2	400,1	434,0	455,6	455,5
2008	469,2	456,2	435,0	420,2	385,4	391,1	387,9	385,3	414,9	432,1	431,9	434,5

TABELA 3. Błędy procentowe prognoz

TABLE 3. Percentage errors of the forecasts

	PE _{PS1}	PE _{PS5}	PE _{PS6}	PE _{PS7}	PE _{PS8}
1997	-0,88	1,75	-3,82	-0,89	6,27
1998	-6,10	-4,24	1,91	-6,63	-10,36
1999	-2,81	-2,17	-5,57	-2,87	-2,12
2000	-8,14	-0,89	-5,40	-8,15	-4,27
2001	0,32	-0,11	-4,81	-0,27	10,50
2002	-2,56	6,36	-0,44	-2,57	1,01
2003	-4,83	0,45	-2,69	-4,85	-2,05
2004	-0,65	-2,00	2,30	-0,92	-10,51
2005	0,37	-1,08	1,17	-0,44	-3,88
2006	-1,90	1,16	-4,07	-3,64	-1,38
2007	-6,05	-3,37	-5,14	-6,23	-3,94
2008	-4,87	-2,48	-4,03	-4,28	-3,20
MPE	-3,17	-0,55	-2,55	-3,48	-1,99
MAPE	3,29	2,17	3,44	3,48	4,96
RMSPE	4,15	2,76	3,82	4,29	6,04
SDPE	2,79	2,82	2,97	2,63	5,96
PAPE	4,87	2,48	4,81	4,85	6,27
HPAPE	8,14	6,36	5,57	8,15	10,51

PE – błąd procentowy (Percentage Error) $PE = 100(\text{prognoza} - \text{realizacja})/\text{realizacja}$

APE = |PE| – moduł błędu (Absolute PE)

$MPE = \frac{1}{T} \sum_T PE$ – średni błąd (Mean PE)

$MAPE = \frac{1}{T} \sum_T APE$ – średni moduł błędu (Mean APE)

$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_T PE^2}$ – błąd średniokwadratowy (Root Mean Square of PE)

$SDPE = \sqrt{\frac{\sum_T (PE - MPE)^2}{T - 1}}$ – odchylenie standardowe błędu (Standard Deviation of PE)

PAPE – błąd prawdopodobny (Probable APE) (prawdopodobieństwo, że $APE \leq PAPE$ wynosi 0,68)

HPAPE – błąd wysoce prawdopodobny (High Probable APE) (prawdopodobieństwo, że $APE \leq HPAPE$ wynosi 0,95)

Konsekwencją zaobserwowanego zjawiska jest znaczące zbliżenie wartości szczytów miesięcznych w okresie od maja do sierpnia, co generuje wątpliwość, który z miesięcy powinien być uważany za miesiąc występowania szczytu letniego. W rzeczy samej: w latach 1991–2004, z jednym tylko wyjątkiem, najmniejszy szczyt miesięczny przypadał na lipiec (w 1998 był to czerwiec); w 2005 roku był to czerwiec, zaś w latach 2006–2008 jest to maj. Z punktu widzenia służb i przedsiębiorstw energetycznych krytyczne są wartości większe; skąd bierze się mylące utożsamianie szczytu letniego z maksymalnym szczytem miesięcznym wśród miesięcy letnich.

Z uwagi na powyższe fakty, wykonano w celach porównawczych prognozy wygasłe szczytów miesięcznych od maja do sierpnia. W tym celu sporządzono zestaw odpowiedników relacji (12) dla poszczególnych miesięcy, tj.:

$$\sigma_{ip}^{stat} = \frac{P_{Sp}^{stat}}{P_{Sr}^{stat}} = f(m_r^{stat}) \quad \text{dla } p=5-8 \quad (17)$$

Relacje w analogiczny jak poprzednio sposób wykorzystano w procedurze prognozy. Wyniki zestawiono w tabeli 3 łącznie z poprzednimi.

Podjęto również próby zbudowania modelu korekcyjnego, uwzględniającego dane meteorologiczne (temperaturowe), jednak uzyskane wyniki są zbyt niepewne, aby zalecać jego użycie.

Dla przyjętego według opracowania ARE [9] scenariusza zapotrzebowania na energię elektryczną, oraz autorskiej prognozy zapotrzebowania na moc szczytową [10] sporządzona została prognoza szczytów letnich do 2012 roku. Prognozę przedstawiono w tabeli 4.

TABELA 4. Prognoza szczytu letniego na lata 2009–2012

TABLE 4. Forecast of summer peak load in the period 2009–2012

Rok prognozy	2009	2010	2011	2012
Prognoza szczytu letniego [GW]	17,93	17,66	17,87	18,17

Podsumowanie

Historyczny model zmienności obciążeń według [1] sprawdza się w odniesieniu do aktualnej statystyki KSE w zakresie użytecznym do prognoz szczytów miesięcy letnich.

Weryfikacja powyższego modelu wskazuje na potrzebę uzupełnienia go o elementy uwzględniające pogłębiające się zjawisko „wypełnienia” doliny letniej, spowodowane, jak się powszechnie uważa, eskalacją użytkowania urządzeń klimatyzacyjnych.

W obecnym stadium ewolucji KSE, do poprawnego sformułowania modelu korekcyjnego, wykorzystującego temperaturę, (jako zmienną domyślnie odpowiedzialną za wahania zapotrzebowania związane z urządzeniami klimatyzacyjnymi) brak jest wystarczającej historii procesu (szacunkowo tylko 3 lata).

Z uwagi na burzliwy charakter przemian na rynku urządzeń i usług branży wentylacyjnej i klimatyzacyjnej sformułowanie długoterminowego modelu korekcyjnego wydaje się bardzo niepewne, aż do czasu ustabilizowania sytuacji rynku.

Literatura

- [1] KOPECKI K., 1958 – Analiza zmienności obciążeń systemów energetycznych w Polsce. Zeszyty naukowe Politechniki Gdańskiej. Elektryka Nr 2/.
- [2] DOBRZAŃSKA I., GALLUS E., 1962 – Wykresy obciążeń doby grudniowej i lipcowej polskiego systemu energetycznego. Instytut Energetyki. Nr inw. 2871. Katowice.
- [3] Praca zbiorowa. Analiza i prognoza obciążeń elektroenergetycznych. WNT. Warszawa 1971.
- [4] ŁYP J., POPŁAWSKI T., 1995 – Analiza zmienności obciążeń grup taryfowych odbiorców na poziomie zakładów energetycznych. Materiały konferencyjne REE'95. Kazimierz Dolny.
- [5] ŁYP J., 1995 – Analiza zmienności obciążeń w systemach lokalnych. Materiały konferencyjne APE'95. Gdańsk-Jurata.
- [6] ŁYP J., 2000 – Metodyka analizy i prognozy obciążeń elektroenergetycznych systemów lokalnych. Praca doktorska. Częstochowa.
- [7] Praca zbiorowa pod redakcją I. Dobrzańskiej. Prognozowanie w elektroenergetyce. Zagadnienia wybrane. Wydawnictwo Politechniki Częstochowskiej. Częstochowa, 2002.
- [8] McLAIN D.H., 1974 – Drawing contours from arbitrary data points. Computer Journal 17 318–324.
- [9] Agencja Rynku Energii S.A. Prognoza zapotrzebowania na paliwa i energię dla Polski do 2030 roku. Warszawa, luty 2009.
- [10] POPŁAWSKI T., DAŚAL K., ŁYP J., 2009 – Długoterminowa prognoza mocy szczytowej dla KSE. Referat zgłoszony na XXIII Konferencję Zagadnienia Surowców Energetycznych i Energii w Gospodarce Krajowej. Zakopane.

Jacek ŁYP, Tomasz POPLAWSKI, Kazimierz DAŚAL

Electric power peak summer demand forecasting for domestic power system

Abstract

The paper describes the issue of modelling and forecasting the process of electric power peak summer demand. The conception is presented as suitable for perform long term load forecasts for domestic electric power system in case of having various scenarios of annual energy and peak load demand. The proposed methodology is described and illustrated.

KEY WORDS: load forecasting, electric power engineering