

Alicja Ganczarek-Gamrot

Akademia Ekonomiczna w Katowicach

ANALIZA RYZYKA NA DOBOWO-GODZINNYCH RYNKACH OBROTU ENERGIĄ ELEKTRYCZNĄ W POLSCE*

1. Wstęp

W lipcu 2007 roku nastąpiło oczekiwane rozwiązanie kontraktów długoterminowych (KDT) na polskim rynku energii elektrycznej. Potencjalny odbiorca energii elektrycznej obecnie ma prawo do wyboru źródła i dostawcy energii elektrycznej. W pracy podjęto próbę opisanego aktualnego stanu polskich dobowo-godzinnych rynków energii elektrycznej, w tym: rynku dnia następnego (RDN), rynku bilansującego (RB), platformy obrotu energią elektryczną (POEE) od momentu likwidacji KDT.

Na wyżej wymienionych dobowo-godzinnych rynkach cena 1 MWh ustalana jest każdego dnia tygodnia odrębnie w każdej godzinie doby. Natomiast techniki wyznaczania cen różną się od siebie.

RDN jest rynkiem natychmiastowym funkcjonującym na parkiecie Towarowej Giełdy Energii od momentu jej powstania. Cena 1 MWh energii elektrycznej ustalana jest na RDN odrębnie dla każdej godziny dzień przed realizacją dostawy jako cena równowagi złożonych ofert kupna i sprzedaży. TGE jest pierwszą i do tej pory jedyną licencjonowaną giełdą towarową działającą na terenie Polski. Na kształtowanie się cen oraz wolumenu obrotu energią elektryczną na TGE istotnie wpływają zasady funkcjonowania rynku bilansującego (RB) z ceną rozliczeniową odchyłeń (CRO), który równoważy popyt i podaż na energię elektryczną w każdej godzinie doby. Od lipca 2002 roku RB wprowadził dodatkowe ceny: cenę rozliczeniową odchyłeń sprzedaży (CROs) oraz cenę rozliczeniową odchyłeń zakupu (CROz), aby zdyscyplinować uczestników rynku do precyzyjnego przewidywania swojego przyszłego zapotrzebowania.

Oprócz RDN na TGE oraz RB, na których notowania są ogólnodostępne, transakcje zakupu i sprzedaży energii elektrycznej dokonywane są na rynku dobowo-godzinowym

* Praca wykonana w ramach projektu badawczego nr N111 003 32/0262 finansowanego przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego.

energii konwencjonalnej poee, na którym do publicznej wiadomości podawany jest indeks poDeeK wyznaczany codziennie dla każdej godziny doby dostępnej w kalendarzu ofert jako średnia ważona cen wszystkich kontraktów zawartych w danej godzinie¹.

W związku z tym, że energia elektryczna dostarczana jest odbiorcom w momencie zapotrzebowania, ceny energii elektrycznej są silnie skorelowane z wolumenem obrotu, zatem pomimo zróżnicowanej procedury ustalania cen, charakteryzują się one wyraźną sezonowością oraz silną korelacją. W tabeli 1 zamieszczono macierz korelacji cen notowanych jednocześnie na wymienionych rynkach od lipca do grudnia 2007 roku.

Tabela 1. Macierz korelacji cen w okresie od lipca do grudnia 2007 roku

Ceny	CRO	CROs	CROz	RDN	poDeeK
CRO	1,00				
CROs	0,63	1,00			
CROz	0,21	-0,04	1,00		
RDN	0,70	0,35	0,36	1,00	
poDeeK	0,71	0,36	0,38	0,99	1,00

Źródło: opracowanie własne.

Silna zależność dodatnia jest efektem skointegrowania tych szeregów czasowych w długim okresie. Dlatego w pracy wyeliminowano z szeregów cen efekty w ten sam sposób wpływające na kształtowanie się cen, a skoncentrowano się na wyodrębnieniu różnic między omawianymi rynkami w krótkim okresie.

W analizie rynków skupiono się przede wszystkim na ocenie ryzyka rozumianego jako zmiana ceny na poszczególnych rynkach oraz porównano poziomy ryzyka na wymienionych rynkach. Bazując na wstępnej ocenie zależności długoterminowej, do analizy wybrano cenę CRO, cenę notowaną na RDN oraz indeks poDeeK. Głównym celem autora była aplikacja modeli wielowymiarowych z autokorelacją do analizy ryzyka na rynku energii elektrycznej w Polsce. W tym celu wykorzystano wielowymiarowe autoregresyjne modele szeregów czasowych z podziałem na modele liniowe oraz nieliniowe wielowymiarowe modele klasy GARCH. Do pomiaru ryzyka wykorzystano kwantylową miarę zagrożenia *Value-at-Risk* szacowaną na podstawie autoregresyjnych modeli szeregów czasowych z dobowo-godzinnych rynków energii elektrycznej.

2. Metody

W analizie ryzyka zmiany cen poddano analizie logarytmiczne godzinne przyrosty, eliminując w ten sposób długookresową zależność między omawianymi szeregami cen wynikającą z trendu:

¹ Notowania wymienionych rynków są dostępne na stronie <http://www.cire.pl/>.

$$z_t = \ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right), \quad (1)$$

gdzie: y_t – cena energii elektrycznej w godzinie t .

Uwzględniając cykliczność obrotu energią elektryczną, opisano szeregi z_t za pomocą zintegrowanego sezonowo modelu autoregresji i średniej ruchomej SARIMA [Brockwell, Davis 1996]:

$$p_i(B)P_{is}(B^{is})\nabla_{id}^{is}z_{it} = q_i(B)Q_{is}(B^{is})\varepsilon_{it}, \quad (2)$$

gdzie:

$$p_i(B) = 1 - \sum_{j=1}^p p_j B^j, \quad P_{is}(B) = 1 - \sum_{j=1}^p P_{sj} B^j,$$

$$q_i(B) = 1 - \sum_{j=1}^p q_j B^j, \quad Q_{is}(B) = 1 - \sum_{j=1}^p Q_{sj} B^j,$$

Is – opóźnienie sezonowe i -tego szeregu, id – rząd zintegrowania i -tego szeregu,

z_{it} – empiryczne wartości i -tego szeregu (logarytmiczne stopy zwrotu),

B – operator przesunięcia $B^s z_t = z_{t-s}$,

∇ – operator różnicowy $\nabla^s z_t = z_t - z_{t-s} = (1 - B^s)z_t$,

ε_{it} – reszty i -tego modelu.

Po wyeliminowaniu z danych trendu, sezonowości i autokorelacji reszty modeli liniowych ε_{it} opisano za pomocą wielowymiarowego modelu GARCH ze zmienną w czasie korelacją *Dynamic Conditional Correlation* (DCC) [Engle 2002]:

$$\varepsilon_t = H_t^{0,5} u_t, \quad (3)$$

$$H_t = D_t R_t D_t, \quad (4)$$

gdzie: ε_t – wektor reszt N modeli (2),

u_t – wektor reszt modelu DCC: $E(u_t) = 0$, $Var(u_t) = \bar{Q}_N$,

D_t – symetryczna, dodatnio określona macierz o wymiarach $N \times N$:

$$D_t = \text{diag}(h_{1,t}^{0,5}; \dots; h_{NN,t}^{0,5}),$$

h_{it} – warunkowa wariancja i -tego jednowymiarowego modelu, w niniejszym opracowaniu modelu FIGARCH uwzględniający efekt długiej pamięci [Chung 1999]:

$$[1 - \alpha_i(B) - \beta_i(B)](1 - B)^{id} (\varepsilon_{it}^2 - \sigma_i^2) = [1 - \beta_i(B)](\varepsilon_{it}^2 - h_{it}), \quad (5)$$

gdzie: σ_i^2 – niezależna wariancja jednowymiarowego szeregu ε_{it} ,
 $0 \leq id \leq 1$ – parametr zintegrowania szeregu,
 R_t – symetryczna, dodatnio określona macierz o wymiarach $N \times N$:

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-0,5}; \dots; q_{NN,t}^{-0,5}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-0,5}; \dots; q_{NN,t}^{-0,5}), \quad (6)$$

$Q_t = (q_{ijt})$ – symetryczna, dodatnio określona macierz o wymiarach $N \times N$:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1}, \quad (7)$$

α, β – parametry, $\alpha + \beta < 1$.

Do pomiaru ryzyka wykorzystano kwantylową miarę zagrożenia *Value-at-Risk*. Dla jednowymiarowych modeli GARCH VaR szacowane jest następująco [Piontek 2001; Weron, Weron 2000]:

$$VaR_{i\alpha} = (z_{i\alpha} + \mu_i) P_{i0}, \quad (8)$$

$$z_{i\alpha} = F^{-1}(\alpha) \sqrt{h_{it}}, \quad (9)$$

gdzie: $F^{-1}(\alpha)$ – kwantyl rzędu α standaryzowanego rozkładu, w pracy $N(0,1)$,
 h_{it} – warunkowa wariancja i -tego procesu,
 μ_i – wartość oczekiwana i -tego procesu,
 P_{i0} – bieżąca cena i -tego waloru (cena 1MWh energii elektrycznej),
 $z_{i\alpha}$ – kwantyl rzędu α i -tego procesu.

Dla wielowymiarowych modeli GARCH VaR szacowane jest przy użyciu warunkowej macierzy H_t :

$$VaR_{\alpha} = (z_{\alpha} + \mu) P_0, \quad (10)$$

$$z_{\alpha} = F^{-1}(\alpha) \sqrt{H_t}. \quad (11)$$

3. Analiza empiryczna

Analizie empirycznej poddano szeregi czasowe logarytmicznych godzinnych stóp zwrotu CRO, cen na RDN oraz indeksu poDeek w okresie od 1 lipca do 31 grudnia 2007 roku (4415 obserwacji). Niezależnie dla trzech szeregów czasowych przeprowadzono analizę trendu, sezonowości oraz autokorelacji danych za pomocą modelu SARIMA [Ganczarek 2008]. Jednowymiarowe modele liniowe są dobrze dopasowane do danych, jednak analiza reszt pokazuje, że należy odrzucić hipotezę mówiącą, że szereg reszt ma wielowymiarowy rozkład normalny, ponadto w szeregach obecny jest efekt ARCH [Engle 1982; Ganczarek 2008]. Po wyeliminowaniu trendu, sezonowości i autokorelacji szeregi czasowe nie są ze sobą tak silnie skorelowane jak pierwotne dane. W tabeli 2 przedstawiono macierz korelacji między resztami trzech modeli.

Tabela 2. Macierz korelacji reszt modeli SARIMA w okresie od lipca do grudnia 2007 roku

Reszty	SARIMACRO	SARIMARDN	SARIMAPoDeeK
SARIMACRO	1,00		
SARIMARDN	0,08	1,00	
SARIMAPoDeeK	0,06	0,76	1,00

Źródło: opracowanie własne.

Obserwujemy silną zależność dodatnią między szeregiem z RDN a indeksem po-DeeK. Natomiast między tymi szeregami a CRO praktycznie nie ma zależności. Ponadto na mocy testu Engle'a i Shepparda [Engle, Sheppard 2002] należy odrzucić hipotezę, że korelacja między analizowanymi szeregami jest stała w czasie, w związku z czym do wielowymiarowego opisu trzech szeregów czasowych wybrano model DCC. Parametry modelu DCC szacowano dwuetapowo metodą quasi-największej wiarygodności QMLE. W pierwszej kolejności oszacowano parametry jednowymiarowych wariancji warunkowych danych równaniem (5) (tab. 3). Wśród parametrów nieistotne są bezwarunkowe wartości oczekiwane, co oznacza, że wartość oczekiwana reszt modeli SARIMA nie różni się istotnie od zera. Bezwarunkowa wariancja omawianych modeli nie istnieje, a pozostałe parametry modeli (z wyjątkiem β_1 dla indeksu po-DeeK) są istotne. Tak jak w przypadku kształtowania się wartości oczekiwanej, różne wartości parametrów modeli świadczą o różnicach zmienności w krótkim okresie.

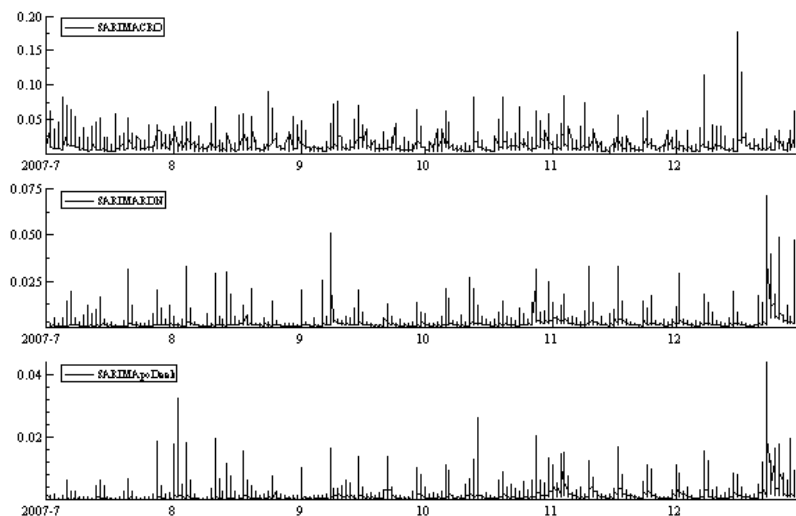
Tabela 3. Parametry modelu DCC – I etap estymacji

SARIMA- FIGARCH (1, d, 1)	Oceny parametrów	p-wartość	
SARIMACRO	μ	-0,0011	0,5854
	d	0,4117	<10-4
	α_1	0,7405	<10-4
	β_1	0,8601	<10-4
SARIMARDN	μ	0,0003	0,7028
	d	0,5327	<10-4
	α_1	0,8047	<10-4
	β_1	0,9403	<10-4
SARIMAPoDeeK	μ	0,0002	0,7275
	d	0,2660	<10-4
	α_1	0,3158	0,0196
	β_1	0,2087	0,1945

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 1 zamieszczono szeregi oszacowanych na bazie równania (5) jednowymiarowych warunkowych wariancji. Analizując wartości wariancji w kolejnych okresach, możemy uszeregować omawiane rynki ze względu na poziom ryzyka rozumiany jako zmiana ceny w horyzoncie godzinny: i tak największe ryzyko

zmiany ceny obserwujemy na RB, następnie na RDN. Najniższe wartości wariancji obserwujemy na indeksie poDeeK.



Rys. 1. Wariancja warunkowa (5)

Źródło: opracowanie własne.

Drugi etap estymacji modelu DCC polega na estymacji warunkowej macierzy wariancji-kowariancji (4). W tabeli 4 zamieszczono wyniki estymacji równania (7).

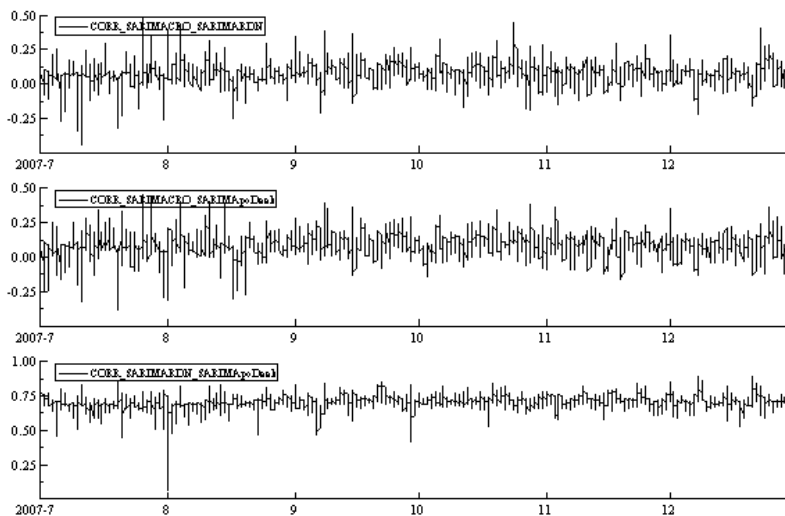
Tabela 4. Parametry modelu DCC – II etap estymacji

Parametry	Oceny parametrów	<i>p</i> -wartość
ρ_{12}	0,0681	0,0014
ρ_{13}	0,0763	0,0001
ρ_{23}	0,6927	$<10^{-4}$
α	0,0377	0,0097
β	0,7741	$<10^{-4}$

Źródło: opracowanie własne.

Parametry równania warunkowej korelacji (7) są statystycznie istotne. Analizując współczynniki korelacji modelu DCC, możemy potwierdzić wcześniejsze spostrzeżenie. W krótkim okresie obserwujemy silną korelację dodatnią między notowaniami na RDN a indeksem poDeeK. Zależności między tymi notowaniami a notowaniami na RB są bardzo słabe, ale jednak statystycznie istotne. Natomiast korelacja między poszczególnymi rynkami w większym stopniu zależy od korelacji niż od reszt modelu (3) z godziny wcześniejszej.

Na rysunku 2 zamieszczono wykresy warunkowych korelacji między parami omawianych szeregów. W przypadku CRO i cen na RDN oraz CRO i poDeeK obserwujemy godziny ujemnej korelacji między notowaniami. W badanym okresie takich godzin odnotowano zaledwie 2% dla pierwszej pary szeregów i jedynie 1% dla drugiej pary szeregów. Natomiast w całym okresie badawczym, pomimo zmieniającej się wartości korelacji, obserwujemy silną zależność dodatnią między notowaniami na RDN oraz wartościami poDeeK.



Rys. 2. Korelacja warunkowa poszczególnych par szeregów

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Kwanty rzędu α i -tego procesu (9)

α	0,01	0,025	0,05	0,95	0,975	0,99
$z_{i\alpha}$						
CRO	-0,2620	-0,2207	-0,1852	0,1852	0,2207	0,2620
RDN	-0,1840	-0,1550	-0,1301	0,1301	0,1550	0,1840
poDeeK	-0,1361	-0,1147	-0,0963	0,0963	0,1147	0,1361

Źródło: opracowanie własne.

Obserwując zmianę współczynnika korelacji w badanym półroczu, możemy stwierdzić, że konstrukcja portfela składającego się z kontraktów zakupionych na równoległych rynkach może być korzystna tylko w krótkim okresie (przykładowo dla portfela składającego się z udziałów na RB i RDN tylko w 2% godzin). W tabeli 5 zamieszczono wartości kwantyli (9) jednowymiarowych szeregów; i tak: dla pozycji krótkiej w godzinnym horyzoncie czasu z prawdopodobieństwem 0,95 CRO nie zmniejszy się więcej niż o 18,52%, cena na RDN o 13,01%, a wartość poDeeK o 9,63%. Na mocy testu przekro-

czeń Kupca [Kupiec 1995] brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy, że liczba przekroczeń $z_{i\alpha}$ jest zgodna z oczekiwaną jedynie dla $\alpha = 0,05$.

4. Podsumowanie

Na bazie wyników empirycznej analizy możemy stwierdzić, że szeregi czasowe rynków dobowo-godzinnych charakteryzują się nie tylko sezonowością, ale również autokorelacją wartości oczekiwanej i wariancji. Notowania na równoległych rynkach są skorelowane dodatnio w długim okresie, ponadto zależność między analizowanymi rynkami nie jest stała. W krótkim okresie ceny na analizowanych rynkach różnią się od siebie zarówno poziomem, jak i dynamiką zmian. Największe zmiany, a tym samym ryzyko, obserwowane są na RB, w następnej kolejności na RDN. Najniższym ryzykiem zmiany wartości w kolejnej godzinie doby obciążony jest indeks poDeeK.

W związku z występującą zależnością dodatnią inwestycja w portfel składający się z kontraktów zakupionych na równoległych rynkach może być atrakcyjna jedynie w krótkim okresie.

Literatura

- Brockwell P.J., Davis R.A., *Introduction to time series and forecasting*, Springer – Verlag, New York 1996.
- Chung C.F., *Estimating the fractionally integrated GARCH model*, National Taiwan University Working Paper, 1999.
- Engle R.F., Sheppard K., *Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH*, Mimeo, UCSD 2001.
- Engle R. F., *Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*, "Econometrica" 1982, 50, 987-1007.
- Engle R. F., *Dynamic conditional correlation – a simple class of multivariate GARCH models*, "Journal of Business and Economic Statistics" 2002, 20, 339-350.
- Ganczarek A., *Weryfikacja modeli z grupy GARCH na dobowo-godzinnych rynkach energii elektrycznej w Polsce*, [w:] *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania nr 9, Szczecin 2008, s. 524-536.
- Kupiec P., *Techniques for verifying the accuracy of risk management models*, "Journal of Derivatives" 1995, 2, 173-184.
- Piontek K., *Heteroskedastyczność rozkładu stóp zwrotu a koncepcja pomiaru ryzyka metodą VaR*, Prace Naukowe AE w Katowicach, AE, Katowice 2001, s. 339-350.
- Weron A., Weron R., *Gięda Energii*, Centrum Informacji Rynku Energii, Wrocław 2000.

RISK ANALYSIS ON THE WHOLE-DAY ELECTRIC ENERGY MARKET IN POLAND

Summary

In this article the state of three whole-day markets from Polish electric energy market such as: the Day Ahead Market (DAM), the Balance Market (BM) and the Internet Electricity Trading Platform (IETP) is presented. The multivariate autoregressive linear and nonlinear models were applied to describe similarities and dependences among those markets as well as the risk after the break of Long-term Contracts. Value-at-Risk was used to estimate the risk.