Małgorzata DOMAN
Katedra Matematyki Stosowanej
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu

MODELOWANIE DYNAMICZNYCH WARUNKOWYCH KORELACJI STÓP ZWROTU NA POLSKIM RYNKU FINANSOWYM

Wstęp

Wiedza na temat zależności między stopami zwrotu z różnych instrumentów finansowych ma ogromne znaczenie przy zarządzaniu ryzykiem związanym z inwestycjami na rynku finansowym. Informacji tego typu może dostarczyć analiza korelacji występujących na tym rynku. Ze względu na to, że w nowoczesnych finansach przez zmienność instrumentu finansowego rozumie się warunkowe odchylenie standardowe, analiza zależności powinna opierać się na pojęciu korelacji warunkowych.

Z punktu widzenia wielu zastosowań praktycznych sensowne wydaje się założenie, że korelacje warunkowe zmieniają się w czasie. Pozwala to na uwzględnienie przy modelowaniu i prognozowaniu korelacji warunkowych wpływu – napływających w kolejnych okresach – informacji na zależności między zwrotami.

Najbardziej znanym narzędziem, służącym do modelowania zmieniających się w czasie korelacji warunkowych, są wielowymiarowe modele GARCH. Modele te mają jednak wadę, są bowiem silnie parametryzowane i w związku z tym trudne i uciążliwe w estymacji.

W prezentowanym artykule do modelowania korelacji warunkowych na polskim rynku finansowym stosowany jest model należący do zaproponowanej w 2000 roku przez Engle'a nowej klasy modeli wielowymiarowych, nazwanych modelami dynamicznej korelacji warunkowej (DCC). Modele te mają elastycz-

ność jednowymiarowych modeli GARCH i jednocześnie należą do oszczędnych modeli parametrycznych, opisujących korelacje warunkowe bezpośrednio. Nie są one liniowe, ale mogą być łatwo estymowane przy użyciu metody dwustopniowej na podstawie metody największej wiarygodności: najpierw estymuje się jednowymiarowe modele GARCH, a następnie parametry ewolucji korelacji. W pracy Engle'a [4], a także Engle'a i Sheppardа [5], wykazano, że modele DCC wypadają dobrze w rozmaitych sytuacjach i dają sensowne wyniki empiryczne.

Za pomocą modelu DCC badamy korelacje warunkowe pomiędzy sześcioma szeregami zwrotów instrumentów z polskiego rynku finansowego. Wybranymi instrumentami są indeksy WIG i WIG20, kursy walutowe USD/PLN i EUR/PLN oraz stopy procentowe WIBOR 1M i WIBOR 3M. Analiza taka pozwala na opisanie zmieniających się w czasie zależności wiążących różne segmenty tego rynku. Ze względu na to, że modele DCC zawierają mniej parametrów niż na przykład stosowane dotychczas w tym kontekście modele BEKK (np. [6]), oszacowanie modelu opisującego korelacje między sześcioma szeregami naraz nie stanowi żadnych trudności. Dodatkowo oceniane są statyczne korelacje warunkowe, by odpowiedzieć na pytanie o istnienie trwałych powiązań między wspomnianymi szeregami.

1. Modele dynamicznej korelacji warunkowej

Niech y_{1t} i y_{2t} będą dwoma ciągami zmiennych losowych ze średnimi warunkowymi równymi zero. Warunkowe korelacje pomiędzy y_{1t} i y_{2t} są zdefiniowane wzorem

$$\rho_{12,t}=\frac{E(y_{1t}y_{2t}|\Omega_{t-1})}{\sqrt{E(y_{1t}^2|\Omega_{t-1})E(y_{2t}^2|\Omega_{t-1})}}, \tag{1}$$

gdzie Ω_{t-1} jest zbiorem informacji na temat procesów y_{1t} i y_{2t} dostępnych do momentu $t-1$.

Analizy empiryczne pokazują, że w wypadku ciągów zmiennych losowych pochodzących z rynku finansowego sensownie jest przyjąć, że korelacje warunkowe zmieniają się w czasie. Problem estymacji korelacji warunkowych między zmiennymi finansowymi ciągle jeszcze jest żywo dyskutowany w literaturze przedmiotu. Najczęściej oszacowań zmieniających się w czasie korelacji dokonuje się za pomocą wielowymiarowych modeli GARCH. Mają one jednak tę wadę, że wymagają estymacji dużej liczby parametrów, co przy analizie

zależności pomiędzy większą liczbą zmiennych jest bardzo uciążliwe. W niniejszym artykule zasugerowano wykorzystanie we wspomnianym celu modelu dynamicznych korelacji warunkowych (DCC) zaproponowanego przez Engle'a [4]. Modele te należą do oszczędnych modeli parametrycznych, opisujących korelacje warunkowe bezpośrednio.

W przedstawionym przez Engle'a [4] modelu DCC macierz H_t warunkowych kowariancji jest określona równaniem

$$H_t = D_t R_t D_t, \tag{2}$$

gdzie

$$D_t = \mathrm{diag}(\sqrt{h_{11t}}, \ldots, \sqrt{h_{kkt}}), \tag{3}$$

a h_{iit} są wariancjami warunkowymi, które mogą być modelowane za pomocą dowolnego jednowymiarowego modelu GARCH. Natomiast

$$R_t = (\mathrm{diag}(Q_t))^{-1/2} Q_t (\mathrm{diag}(Q_t))^{-1/2}, \tag{4}$$

przy czym dodatnio określona macierz symetryczna Q_t stopnia k jest dana przez równanie

$$Q_t = \left(1 - \sum_{m=1}^{M} \alpha_m - \sum_{n=1}^{N} \beta_n\right) \bar{Q} + \sum_{m=1}^{M} \alpha_m u_{t-m} u'_{t-m} + \sum_{n=1}^{N} \beta_n Q_{t-n}. \tag{5}$$

Występujące w równaniu (5) wektory k-wymiarowe u_t mają jako współrzędne reszty standaryzowane $u_{it} = y_{it}/\sqrt{h_{iit}}$ z dopasowanych jednowymiarowych modeli GARCH. Macierz kwadratowa $\bar{Q}$ stopnia k jest tutaj bezwarunkową macierzą kowariancji zmiennych u_t. Ponadto o parametrach skalarnych α_m i β_n zakłada się, że są nieujemne i spełniają nierówność

$$\sum_{m=1}^{M} \alpha_m + \sum_{n=1}^{N} \beta_n < 1.$$

Szczególny przypadek opisanego powyżej modelu, otrzymywany gdy macierz $R_t = R$ jest stała, stanowi model stałych korelacji warunkowych Bollersleva [2].

Pewną słabością określonego wyżej modelu DCC jest to, że parametry α_m i β_n są skalarami, co oznacza, że wszystkie korelacje podlegają tej samej dynamice.

Modele DCC mogą być zgodnie estymowane za pomocą procedury dwustopniowej. W pierwszym etapie dla każdego szeregu reszt estymowane są jednowymiarowe modele GARCH. W drugim etapie reszty standaryzowane za pomocą odchyleń standardowych wyestymowanych w etapie pierwszym, są używane do estymacji parametrów dynamicznej korelacji. Funkcja quasi-wiarygodności używana w pierwszym etapie ma postać

$$QL_1(\phi|y_t) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(k\ln(2\pi)+\log(|I_k|)+2\ln(|D_k|)+y_t' D_t^{-1} I_k D_t^{-1} y_t) =$$

$$= -\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{k}\left(T\ln(2\pi)+\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(h_{it})+\frac{y_{it}^2}{h_{it}}\right)\right) \tag{6}$$

i jest sumą funkcji wiarygodności rozważanych k modeli jednowymiarowych.

Przy danym wektorze parametrów ϕ, zgodny estymator wektora parametrów ψ zawierającego parametry korelacyjne może być wyznaczony za pomocą funkcji wiarygodności

$$QL_2(\psi|\phi, y_t) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\ln|R_t| + u_t' R_t^{-1} u_t), \tag{7}$$

gdzie $u_t = D_t^{-1} y_t$.

W przedstawianych tu obliczeniach do estymacji modeli DCC wykorzystane zostały, odpowiednio przystosowane, procedury napisane w języku Matlab z pakietu UCSD_GARCH Toolbox v.2.0 autorstwa K. Shepparda, używające algorytmu Newtona-Raphsona.

2. Test stałości korelacji

Testowanie hipotezy o stałych korelacjach warunkowych należy do problemów trudnych, między innymi dlatego, że możliwe jest jej odrzucenie w przypadku, gdy jest prawdziwa, z powodu niewłaściwej specyfikacji modeli zmienności dla szeregów składowych. W pracy Engle'a i Shepparda [5] zaproponowano test ilorazu wiarygodności, w którym, przy dotychczasowych oznaczeniach, hipotezą zerową jest

$$H_0: R_t = \bar{R}, \quad t = 1, \ldots, N,$$

a hipoteza alternatywna ma postać

$$H_1: vech(R_t) = vech(\bar{R}) + \beta_1 vech(R_{t-1}) + ... + \beta_p vech(R_{t-p}).$$

W pierwszym etapie procedury testującej estymuje się modele GARCH dla szeregów składowych i następnie standaryzuje się reszty za pomocą oszacowanych szeregów zmienności. Dalej, estymuje się korelacje reszt standaryzowanych oraz standaryzuje się łącznie, za pomocą macierzy kwadratowej będącej pierwiastkiem otrzymanej macierzy korelacji $\bar{R}$, wektor złożony z jednowymiarowych reszt standaryzowanych. Przy prawdziwej hipotezie zerowej o stałości korelacji wektory otrzymane z łącznego standaryzowania powinny tworzyć wektorowy ciąg iid.

Niech

$$Y_t = vech^u [(\bar{R}^{-1/2} D_t^{-1/2} y_t)(\bar{R}^{-1/2} D_t^{-1/2} y_t)' - I_k]. \tag{8}$$

W powyższym wzorze $\bar{R}^{-1/2} D_t^{-1/2} y_t$ jest wektorem wymiaru $(k, 1)$ reszt łącznie standaryzowanych przy hipotezie zerowej, a $vech^u$ oznacza modyfikację operatora *vech*, używającą elementów leżących powyżej głównej przekątnej.

Rozważmy autoregresję wektorową

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + ... + \beta_s Y_{t-s} + \eta_t. \tag{9}$$

Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej, stała α oraz parametry przy wektorach opóźnionych powinny być równe zero. Jeśli przedstawimy powyższą autoregresję w postaci wektorowej

$$Y = X\delta + e, \tag{10}$$

to przy prawdziwej hipotezie zerowej statystyka

$$\frac{\hat{\delta} X' X \hat{\delta}'}{\hat{\sigma}_e^2} \tag{11}$$

ma rozkład asymptotyczny $\chi^2(s+1)$.

3. Opis danych

Analiza dynamicznych korelacji została przeprowadzona dla sześciu szeregów stóp zwrotu z polskiego rynku finansowego. Podjęto próbę oceny zależności pomiędzy dynamiką stóp procentowych, kursów walutowych i indeksów giełdowych. Dane pochodzą z okresu od 4 maja 2000 do 1 października 2004

roku (po 1091 obserwacji). Wybór okresu wynika przede wszystkim z faktu uwolnienia kursów wymiany złotego od 12 kwietnia 2000 roku. Ze względu na liczne dni świąteczne na przełomie kwietnia i maja pierwsze obserwacje są datowane na 4 maja.

Obiektem analizy były szeregi procentowych logarytmicznych zwrotów z rozważanych sześciu instrumentów finansowych wyliczane według wzoru

$$r_t = 100(\ln(p_t) - \ln(p_{t-1})), \tag{12}$$

gdzie p_t jest odpowiednio poziomem stopy procentowej, wartością indeksu lub kursem walutowym. W tabeli 1 zostały przedstawione statystyki opisowe badanych szeregów zwrotów. Średnie są bliskie zero. Odchylenia standardowe mają wartości wyraźnie powyżej 1 w przypadku indeksów i znacznie poniżej 1 dla kursów walutowych. Najwyższe wartości kurtozy wykazują szeregi zmian poziomu stóp procentowych, nieco niższe – kursów walutowych. Kurtoza zwrotów indeksów WIG i WIG20 wynosi około 3,7. Wszystkie statystyki opisowe mają wartości typowe dla szeregów zwrotów z instrumentów finansowych.

Tabela 1. Statystyki opisowe analizowanych szeregów stóp zwrotu

Szereg zwrotów	Średnia	Odchylenie standardowe	Maksimum	Minimum	Skośność	Kurtoza
WIBOR 1M	−0,0915	1,0987	6.5622	−8,4598	−0,3737	14,0153
WIBOR 3M	−0,0906	0,8909	6,5402	−6,0198	0,2232	15,4352
EUR/PLN	0,0059	0,6920	5,5271	−3,1100	0,7759	8,0508
USD/PLN	−0,0245	0,6794	4,2208	−3,4125	0,2847	5,6502
WIG20	−0,0096	1,5915	5,4830	−5,0446	0,3008	3,7421
WIG	0,0232	1,2453	4,4220	−4,5160	0,1893	3,7818

4. Wyniki badań empirycznych

Prezentowana w pracy analiza dotyczy dynamicznych zależności występujących na polskim rynku finansowym. Zbadane zostały dynamiczne korelacje warunkowe pomiędzy sześcioma szeregami stóp zwrotu przedstawionymi w punkcie 3.

Zgodnie z założeniami modelu DCC do rozważanych szeregów dopasowano model wektorowej autoregresji (z opóźnieniem 1). Następnie do reszt modelu VAR został zastosowany opisany w punkcie 2 test Engle'a i Shepparda. Hipoteza o stałości korelacji warunkowych została zdecydowanie odrzucona. Wartość statystyki testowej wynosi 31,513, a p-wartość – 0,000000.

Parametry jednowymiarowych modeli GARCH(p, q) oraz modelu DCC są przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2. parametry dopasowanych modeli GARCH i modelu DCC (w nawiasach podane są p-wartości)

Szeregi	WIBOR 1M $i=1$	WIBOR 3M $i=2$	USD/PLN $i=4$	EUR/PLN $i=3$	WIG20 $i=5$	WIG $i=6$
Model	GARCH(1, 1)	GARCH(1, 1)	GARCH(1, 1)	GARCH(1, 1)	GARCH(0, 4)	GARCH(0, 4)
ω_i	0,2793 (0,0074)	0,1203 (0,0253)	0,0210 (0,0010)	0,0936 (0,0000)	1,6110 (0)	1,0373 (0,0000)
α_{i1}	0,4931 (0,0187)	0,2373 (0,0028)	0,0556 (0,0000)	0,1035 (0,0000)	0,0673 (0,0814)	0,0292 (0,3974)
α_{i2}					0,0270 (0,2979)	0,0239 (0,3835)
α_{i3}					0,1177 (0,0024)	0,0989 (0,0085)
α_{i4}					0,1525 (0,0091)	0,1588 (0,0055)
β_i	0,3938 (0,0019)	0,6337 (0,0000)	0,8972 (0)	0,8972 (0)		

Parametry modelu korelacji dynamicznej (DCC)	
α	0,0141 (0)
β	0,9853 (0)

W przypadku stóp procentowych i kursów walutowych odpowiednimi okazały się modele GARCH(1, 1), natomiast do szeregów indeksów WIG i WIG20 dopasowano modele GARCH(0, 4), tzn. ARCH(4). W szeregach kwadratów stóp zwrotów tych indeksów w rozważanym okresie występowały autokorelacje dopiero przy opóźnieniu 4 (por. [3]). W związku z tym część współczynników modeli jest nieistotna.

Tabela 3. Korelacje statyczne oszacowane za pomocą modelu CCC (w nawiasach podane są *p*-wartości)

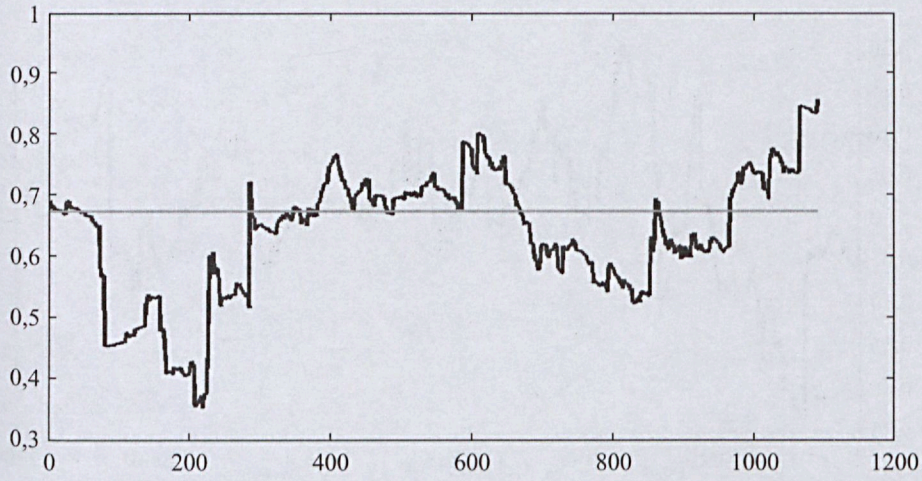
	WIG	WIG20	EUR/PLN	USD/PLN	WIBOR 3M
WIBOR 1M	−0,0572 (0,0832)	−0,0646 (0,0550)	0,0264 (0,4854)	0,0366 (0,2991)	**0,6733 (0)**
WIBOR 3M	−0,0972 (0,0017)	−0,1097 (0,0005)	0,0487 (0,1353)	0,0266 (0,4869)	
USD/PLN	0,0004 (0,9902)	0,0088 (0,8015)	**0,4864 (0)**		
EUR/PLN	−0,1577 (0,0000)	−0,1603 (0,0000)			
WIG20	**0,94012 (0)**				

W tabeli 3 przedstawiono statyczne korelacje warunkowe, wyznaczone za pomocą modelu CCC Bollersleva. Mogą one w przybliżeniu być traktowane jako średnie korelacji dynamicznych. Zwraca uwagę to, że tylko w nielicznych wypadkach współczynniki korelacji statycznych są istotne (zacienione pola w tabeli 3). W tej sytuacji szacowanie dynamicznych korelacji opisujących zmieniające się w czasie zależności pomiędzy różnymi segmentami polskiego rynku finansowego jest istotne.

Dynamiczne zależności pomiędzy analizowanymi szeregami zwrotów ukazują wykresy dynamicznych korelacji warunkowych przedstawione na rysunkach 1-15. Na każdym rysunku szara pozioma linia przedstawia poziom oszacowanych za pomocą modelu CCC korelacji statycznych. Zarówno korelacje między zwrotami instrumentów finansowych należących do tego samego segmentu, jak i pochodzącymi z różnych segmentów wykazują bardzo silną dynamikę.

Korelacje między zwrotami stóp procentowych WIBOR 1M i WIBOR 3M wahają się w przedziale od 0,35 do 0,85 (poziom korelacji statycznych 0,6733), przy czym najniższe wartości przyjmują w okresie od lipca 2000 do października 2001 roku Od marca 2004 roku można zaobserwować wzrost wartości korelacji.

Zależności między zmianami poziomu stopy procentowej a zwrotami kursu wymiany USD/PLN można prześledzić na rysunku 2. Nie są one zbyt silne, od −0,12 do 0,22. Częściej występują wartości dodatnie. Niemniej cały rok 2003

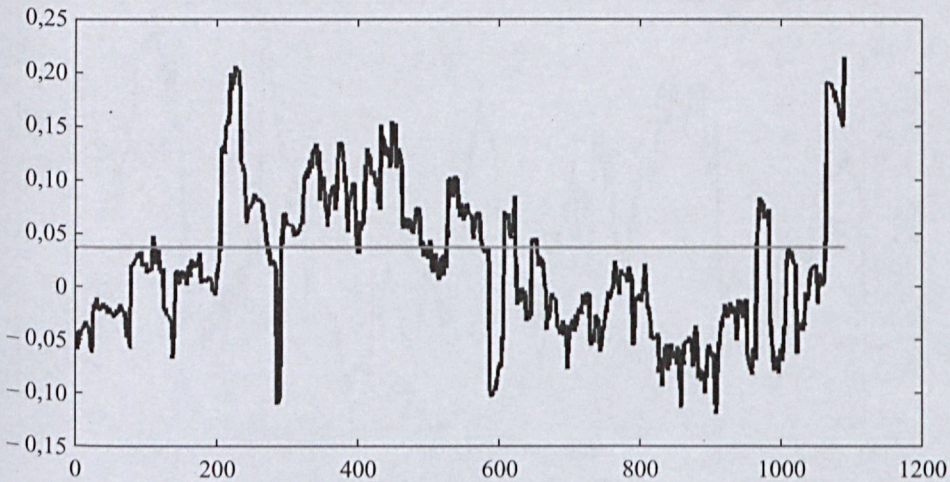


Rys. 1. Korelacje dynamiczne WIBOR 1M – WIBOR 3M

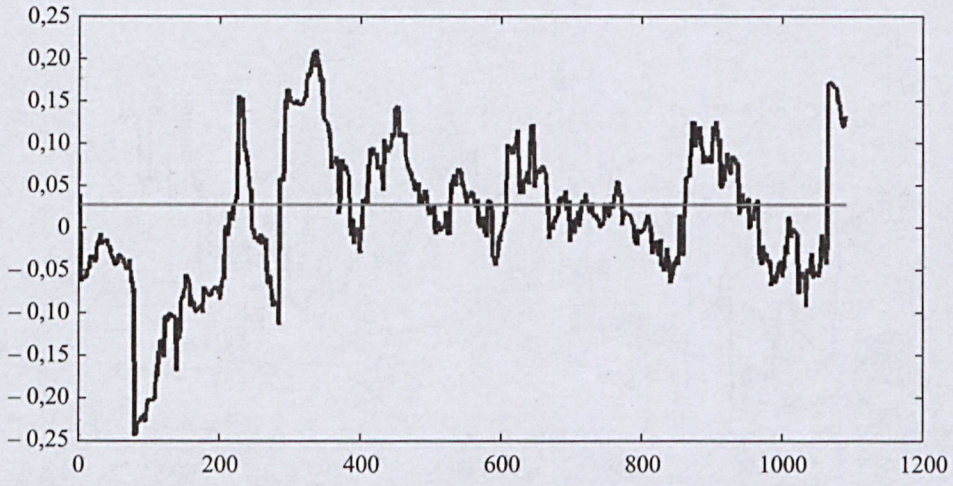
był okresem ujemnych korelacji warunkowych. Wyznaczona z modelu CCC wielkość korelacji statycznych jest bliska zero i nieistotna.

Podobną sytuację obserwujemy na rysunku 3, obrazującym zależności między zwrotami stopy WIBOR 1M i kursu EUR/PLN. Przedział wahań jest nieco większy od $-0{,}25$ do 0,2. Do lutego 2001 roku korelacje są ujemne, następnie oscylują wokół średniej.

Zależności między WIBOR 1M a indeksami WIG i WIG20 opisane za pomocą korelacji warunkowych stóp zwrotu są podobne. Wahają się w prze-



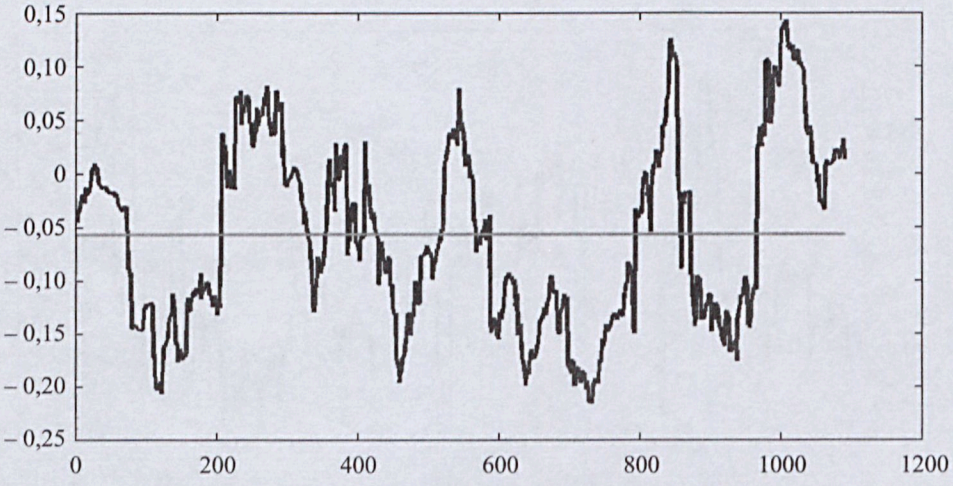
Rys. 2. Korelacje dynamiczne WIBOR 1M – USD/PLN



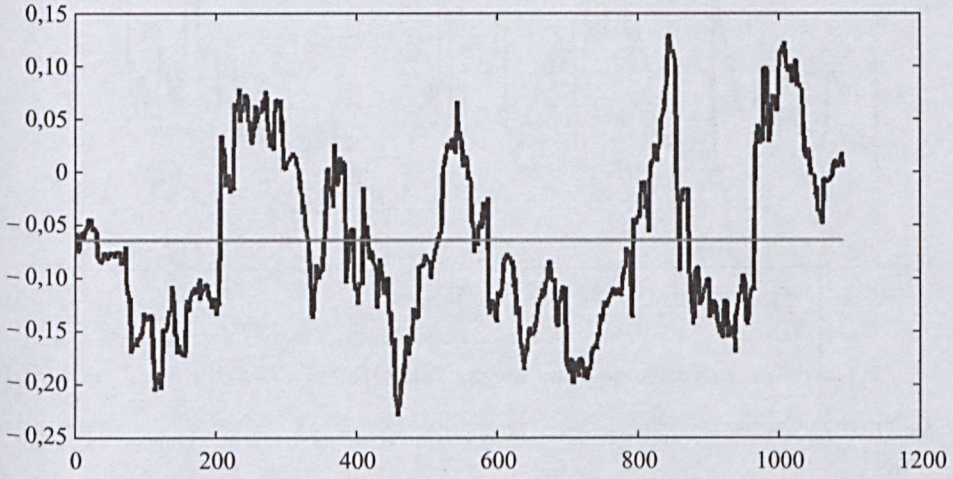
Rys. 3. Korelacje dynamiczne WIBOR 1M – EUR/PLN

dziale od −0,22 do 0,15, przy czym dość regularnie na zmianę występują okresy korelacji dodatnich i ujemnych. Korelacje statyczne są bliskie zero i nieistotne.

Korelacje dynamiczne między zmianami poziomu stopy procentowej WIBOR 3M a zwrotami kursów walutowych EUR/PLN i USD/PLN zostały przedstawione na rysunkach 6 i 7. W wypadku euro ich wartości wahają się od −0,12 do 0,2. Dość regularnie pojawiają się na zmianę okresy korelacji



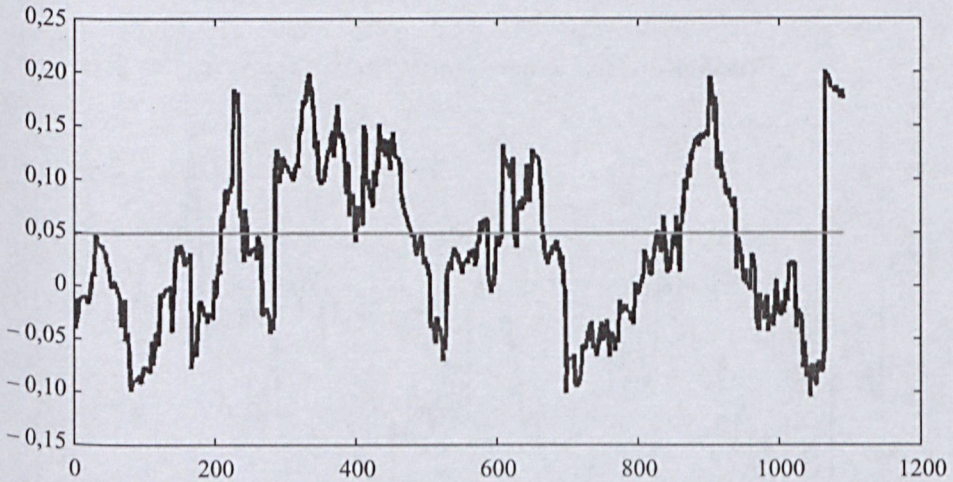
Rys. 4. Korelacje dynamiczne WIBOR 1M – WIG



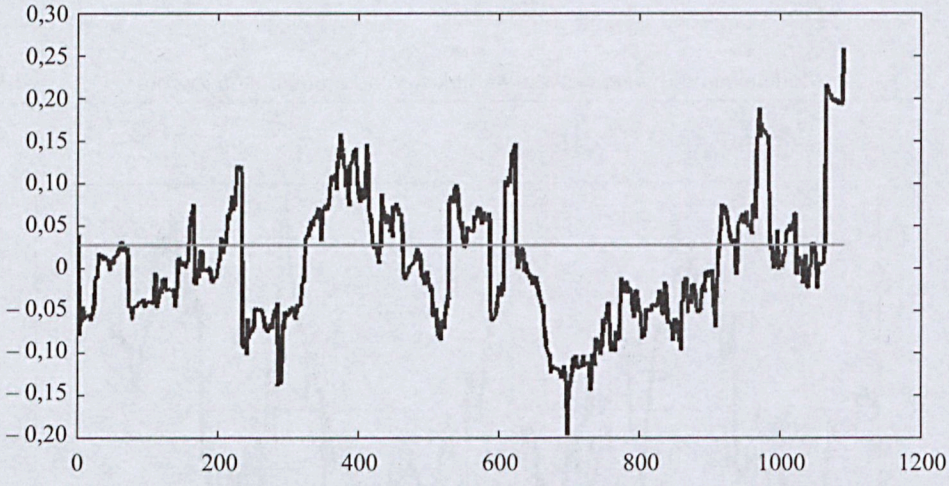
Rys. 5. Korelacje dynamiczne WIBOR 1M – WIG20

dodatnich i ujemnych. Jeśli chodzi o amerykańskiego dolara, to zwraca uwagę długi okres korelacji ujemnych od około 650 do 900 obserwacji (2003 r.).

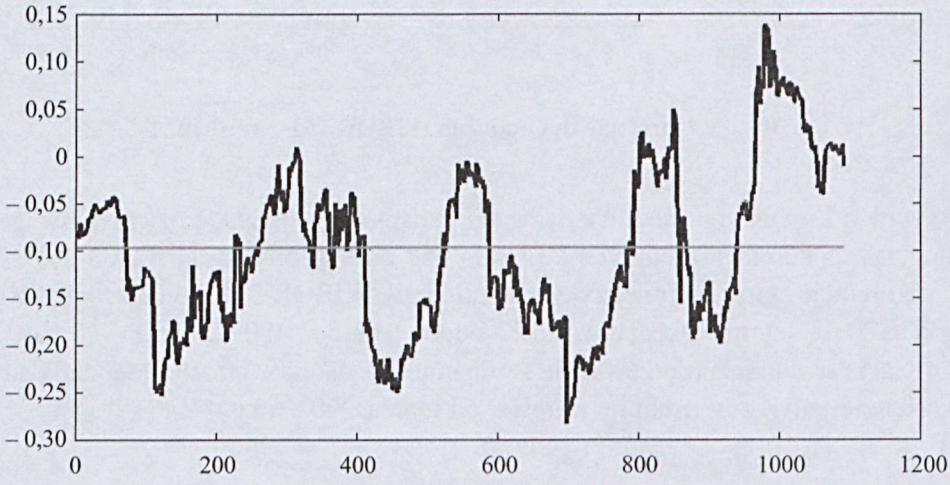
Korelacje statyczne między zwrotami stopy WIBOR 3M, a indeksów WIG i WIG20 są istotne i mają wartości odpowiednio −0,0972 oraz −0,1097. Korelacje dynamiczne przeważnie są ujemne. Dodatnie wartości pojawiają się właściwie jedynie w ostatnim okresie, od marca 2004 roku.



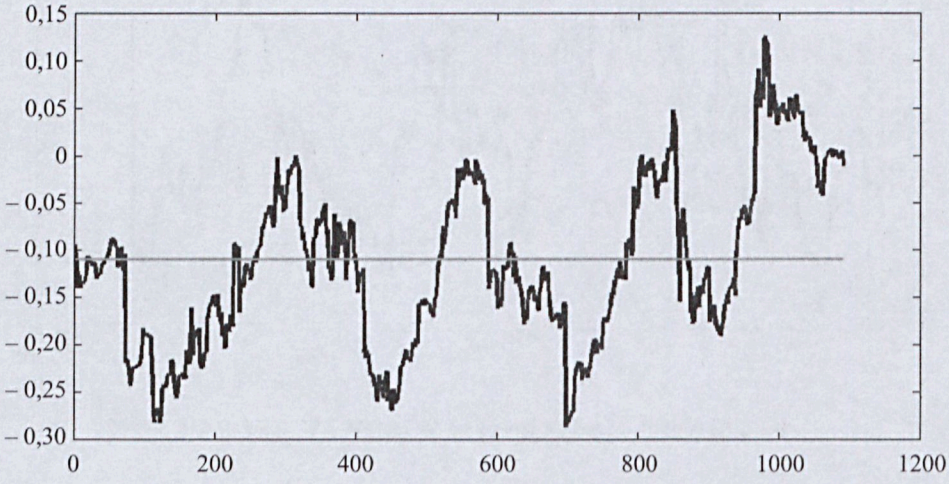
Rys. 6. Korelacje dynamiczne WIBOR 3M – EUR/PLN



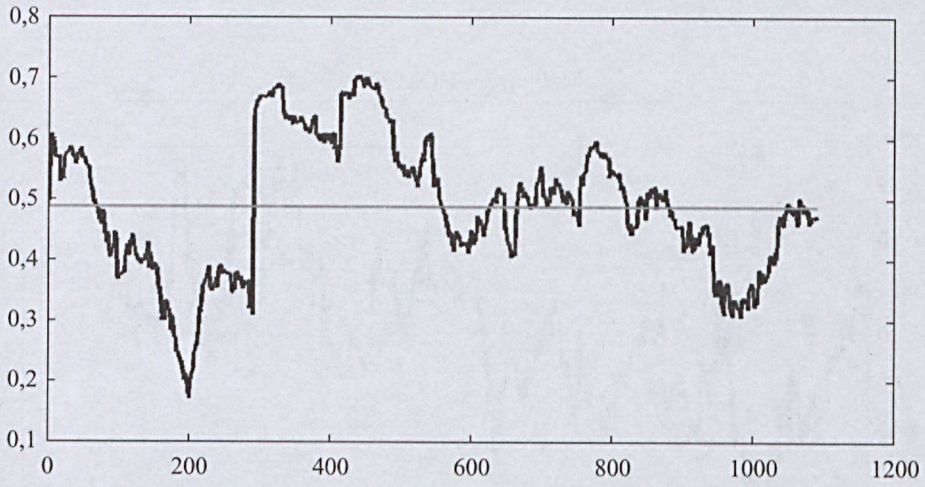
Rys. 7. Korelacje dynamiczne WIBOR 3M – USD/PLN



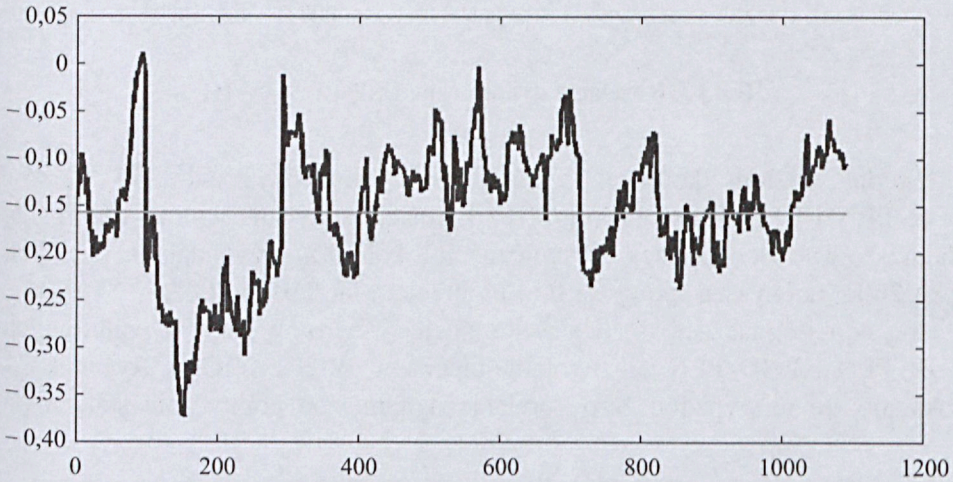
Rys. 8. Korelacje dynamiczne WIBOR 3M – WIG



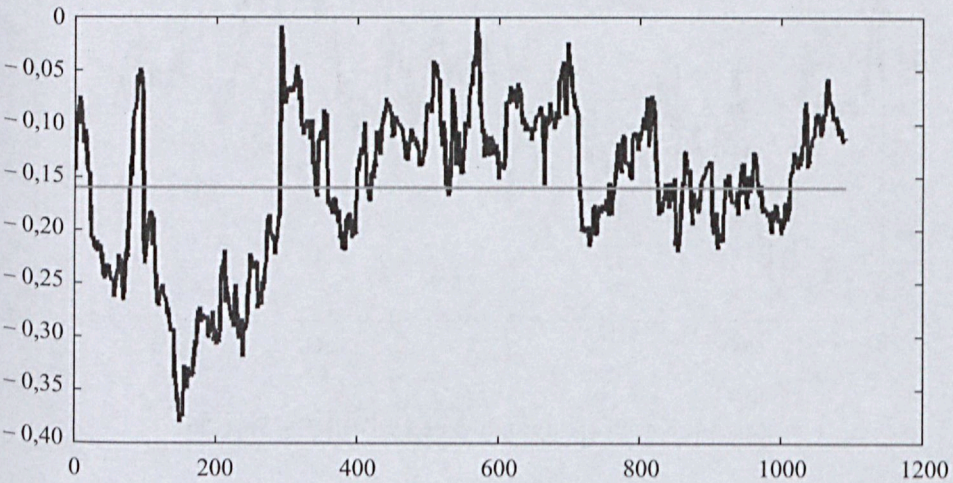
Rys. 9. Korelacje dynamiczne WIBOR 3M – WIG20



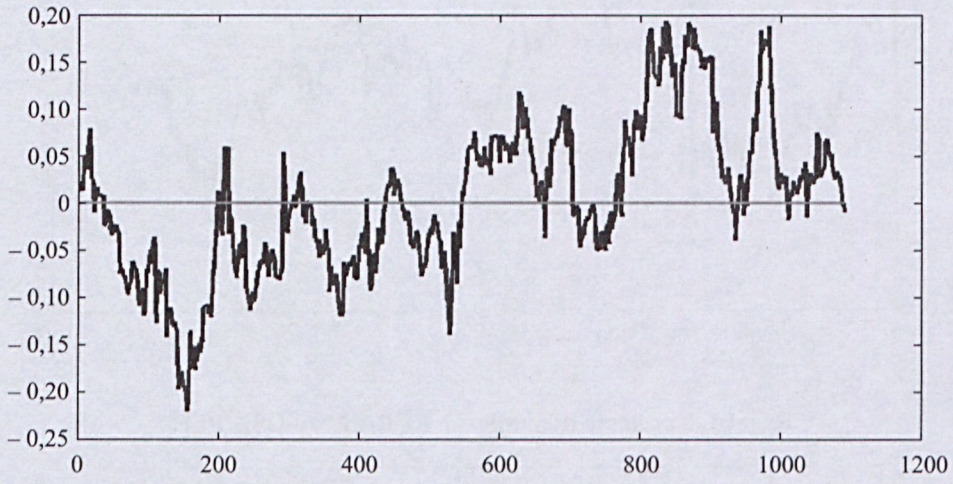
Rys. 10. Korelacje dynamiczne EUR/PLN – USD/PLN



Rys. 11. Korelacje dynamiczne EUR/PLN – WIG



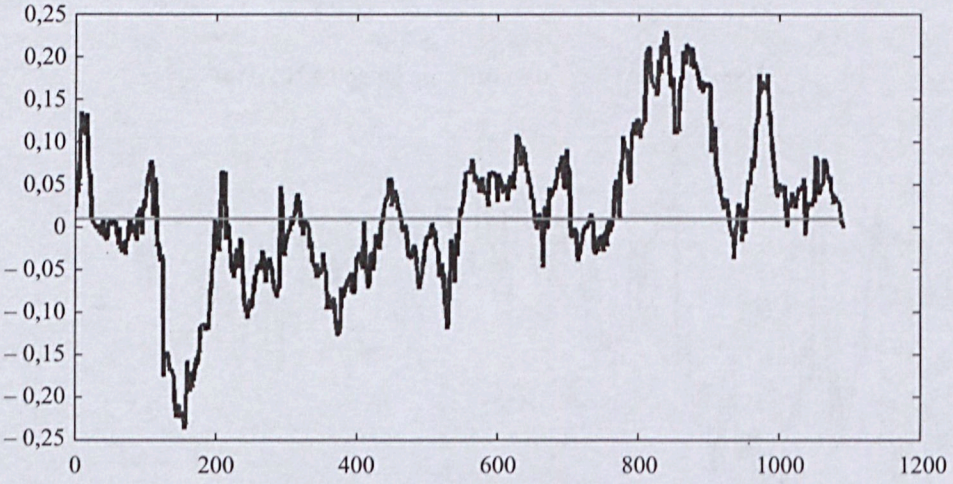
Rys. 12. Korelacje dynamiczne EUR/PLN – WIG20



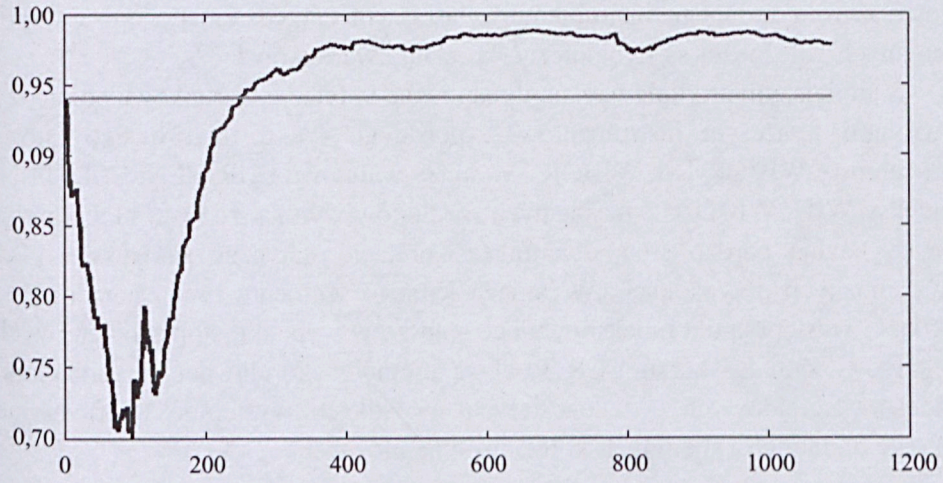
Rys. 13. Korelacje dynamiczne USD/PLN – WIG

Średni poziom korelacji warunkowych pomiędzy zwrotami kursów EUR/PLN i USD/PLN opisany przez korelacje statyczne wynosi około 0,5. Najniższe wartości korelacji dynamicznych (około 0,2) przypadają na początek roku 2001, najwyższe (powyżej 0,6) na przełom lat 2001 i 2002.

Występuje znacząca różnica w korelacjach zwrotów kursów walutowych EUR/PLN i USD/PLN ze zwrotami indeksów WIG i WIG20. Rysunek 11 pokazuje, że w wypadku euro korelacje dynamiczne praktycznie stale mają



Rys. 14. Korelacje dynamiczne USD/PLN – WIG20



Rys. 15. Korelacje dynamiczne WIG – WIG20

wartości ujemne. Poziom korelacji statycznych wynosi około −0,16. W wypadku kursu USD/PLN wartości korelacji dynamicznych wahają się od −0,2 do 0,2, a począwszy od końca 2002 roku są praktycznie dodatnie. Korelacje statyczne są nieistotne.

Nie jest specjalnie zaskakujące stwierdzenie, że poziom korelacji dynamicznych pomiędzy indeksami WIG i WIG20 jest bardzo wysoki (od 0,7 do 0,98, średnio 0,94). Na rysunku 15 zwraca uwagę to, że poziom korelacji był najniższy na początku analizowanego okresu (druga połowa 2000 roku). Jest to zapewne związane z wystąpieniem w tym czasie gwałtownego obniżenia zmienności na GPW w Warszawie [3]. Spadek ten dotyczył w większym stopniu mniejszych spółek i był wyraźnie widoczny w dynamice indeksu WIG, a stosunkowo słabo zauważalny w wypadku indeksu WIG20.

Podsumowanie

Analiza korelacji między zwrotami z różnych instrumentów finansowych jest źródłem interesującej wiedzy na temat zależności i powiązań występujących w dynamice rynku finansowego. Znajomość tego typu związków ma znaczenie dla poznania mechanizmów rządzących całym rynkiem finansowym bądź poszczególnymi jego obszarami i jest bardzo istotnym elementem procesu efektywnego zarządzania ryzykiem. Ze względu na to, że ryzyko rynkowe opisywane jest przez zmienność, czyli przez warunkowe odchylenie standar-

dowe zwrotu z danego instrumentu, właściwym narzędziem do opisu wspomnianych zależności są dynamiczne korelacje warunkowe.

W niniejszym artykule badano dynamiczne korelacje warunkowe pomiędzy zwrotami z sześciu instrumentów z polskiego rynku finansowego (stopy procentowe WIBOR 1M, WIBOR 3M, kursy walutowe EUR/PLN, USD/PLN, indeksy WIG, WIG20). Z uzyskanych rezultatów wynika, że wszystkie korelacje wykazują bardzo silną dynamikę. Korelacje statyczne są istotne tylko w nielicznych przypadkach. W ramach jednego segmentu rynku najsilniejsze związki występują dla indeksów, nieco słabsze w wypadku stóp procentowych i kursów. Zmiany kursu EUR/PLN są ujemnie skorelowane ze zmianami indeksów giełdowych. W pozostałych wypadkach występują na przemian okresy dodatnich i ujemnych korelacji dynamicznych.

Literatura

[1] Bollerslev, T., *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics 1986, 31, 307-327.

[2] Bollerslev, T., *Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model*, Review of Economics and Statistics 1990, 72, 498-505.

[3] Doman, M., Doman R., *Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2004.

[4] Engle, R.F., *Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models*, Journal of Business and Economic Statistics 2002, 20, 339-350.

[5] Engle, R.F., Sheppard, K., *Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH*, NBER Working Paper 8554, 2001.

[6] Osiewalski, J., Pipień, M., *Multivariate t-GARCH Models – Bayesian Analysis for Exchange Rates*, Macromodels 2001, Łódź 2002.

MODELING OF THE DYNAMIC CONDITIONAL CORRELATIONS BETWEEN THE RETURNS IN THE POLISH FINANCIAL MARKET

Summary

The time-varying behavior of correlations between the returns of financial instruments is now one of the most important topics of financial econometrics. It is widely accepted that the conditional correlations move over time. In this paper we investigate the dynamics of conditional correlations between the returns of six Polish financial instruments: interest rates WIBOR 1M and WIBOR 3M, stock indices WIG and WIG20, and exchange rates EUR/PLN and USD/PLN. The dynamic correlations are modeled with Engle's Dynamic Conditional Correlations (DCC) model. The obtained results show very strong and diverse dynamic of correlations between the return series coming from different segments of Polish financial market.