

Tomasz Zdanowicz

Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

ZMIENNOŚĆ MOMENTÓW WYŻSZYCH RZĘDÓW NA RYNKACH FINANSOWYCH*

Wprowadzenie

Dynamiczny rozwój chińskiej gospodarki obserwowany od lat 80. XX w. coraz częściej zwraca uwagę na ten kraj jako kandydata na lidera handlu światowego. Wzrost gospodarczy w ciągu ostatnich lat utrzymujący się na ponad 9% poziomie, ogromny rynek pracy i potężny strumień inwestycji zagranicznych, pomimo rosnącej inflacji sprawiają, iż gospodarka Chin stała się drugą gospodarką świata zaraz za gospodarką USA. Ten gwałtowny rozwój nie byłby możliwy bez wsparcia dwóch potężnych giełd w Szanghaju i Hongkongu oraz dużych zmian w prawie. Od 2001 r. stopniowo otwierano rynek finansowy dla instytucji zagranicznych. Chiński fenomen stanowi obecnie przedmiot zainteresowania szerokiego grona potencjalnych inwestorów oraz badaczy (Osińska, Zdanowicz [5] czy Fałdziński, Osińska, Zdanowicz [2]), szczególnie w latach kryzysu finansowego. Ciekawe rezultaty uzyskano w ostatniej ze wspomnianych prac, gdzie prezentowane były wyniki testów przyczynowości w sensie Grangera dla średniej, wariancji i ryzyka między szeregami stóp zwrotu głównych indeksów i walut światowych oraz analogicznymi szeregami dla Chin. Zarówno testy Pierce'a i Haugha, Cheunga i Ng, testy oparte na wielowymiarowych modelach GARCH wskazały na występowanie zależności między analizowanymi szeregami. Trochę gorzej na tym tle prezentowały się wyniki testu Honga, Liu i Wanga przyczynowości w ryzyku. Uzyskane wyniki stanowiły inspirację do dalszych badań nad powiązaniem między kursami walut i wartościami indeksów, które zostaną przeprowadzone przy zastosowaniu modeli pozwalających na opis zmienności całego rozkładu warunkowego. W tym celu można zastosować modele zmiennej warunkowej funkcji gęstości (ARCD – Autoregressive Conditional Density). Modele te pozwalają na modelowanie zmienności

* Publikacja finansowana ze środków na naukę w ramach grantu MNiSW N N111 328839.

całego rozkładu warunkowego przy stosunkowo prostej parametryzacji. Szeroki jest też wybór możliwych do zastosowania rozkładów warunkowych. Modelowanie rozkładu warunkowego szybko znalazło zastosowanie przy opisie zmienności asymetrii i kurtozy warunkowej, a także przy wyznaczaniu wartości narażonej na ryzyko (VaR) i oczekiwanego niedoboru (Expected Shortfall – ES).

Celem niniejszego opracowania jest prezentacja wyników wstępnych badań dotyczących modelowania momentów warunkowych wyższych rzędów dla wybranych szeregów. Analiza stanowi część większego badania mającego dać odpowiedź na wpływ gospodarki chińskiej na gospodarkę światową.

1. Autoregresyjne Modele Warunkowej Funkcji Gęstości

Klasa modeli ARCD została zaproponowana przez Hansena w 1994 r. jako pewnego rodzaju rozszerzenie modeli GARCH na parametry kształtu i asymetrii rozkładu warunkowego. Hansen nie precyzował konkretnego równania dla każdego z parametrów, przyjął, że a priori nie ma żadnej informacji o kształcie oraz zmienności rozkładu warunkowego w czasie, stąd należy wybrać odpowiednio elastyczny rozkład – skośny t-Studenta, a także zdefiniować bardzo ogólne równania dla parametrów tego rozkładu. W przypadku parametru asymetrii i kształtu objaśniającej w modelu dla bonów skarbowych zastosowano równanie uwzględniające opóźnienia reszt i zmiennej objaśniającej, ich iloczyn, a także kwadraty. W przypadku modelu dla kursu wymiany dolara do franka szwajcarskiego zastosowano tylko opóźnione reszty i ich kwadraty. Uzyskane przez Hansena wyniki potwierdzały tezę o zmienności parametrów kształtu i asymetrii rozkładów warunkowych. Należy jednak mieć na uwadze, że taki rezultat dotyczył tylko dwóch szeregów. Krótki przegląd literatury związanej z modelowaniem rozkładu warunkowego oraz asymetrii i kurtozy warunkowej można znaleźć w pracy [1].

Ze względu na ograniczenie w postaci posiadanej bazy o stosunkowo małej liczbie obserwacji zdecydowano o wykorzystaniu w pracy dwóch najczęściej spotykanych w modelowaniu finansowych szeregów czasowych rozkładów – skośnego t-Studenta, według specyfikacji Hansena (STD) oraz skośnego uogólnionego rozkładu błędu (SGED) według parametryzacji Theodossiou [6]. Oba rozkłady mają parametr asymetrii zawierający się w przedziale $(-1,1)$ oraz parametr kształtu. W pracy wprowadzono ograniczenia dla oryginalnych parametrów λ i κ , tak aby możliwa była estymacja modelu ARCD z wybranymi równaniami. I tak dla parametru λ przyjęto transformację logistyczną daną równaniem 1 oraz następujące równania opisujące zmienność parametru – równania 2 do 6:

$$\lambda_t = -0,95 + 1,9(1 + \exp(-\lambda_t^*))^{-1} \quad (1)$$

$$\lambda_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \gamma_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_3 \lambda_{t-1}^* \quad (2)$$

$$\lambda_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^3 + \gamma_2 \lambda_{t-1}^{-1} \quad (3)$$

$$\lambda_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 I^-(\varepsilon_{t-1}) \varepsilon_{t-1} + \gamma_2 I^+(\varepsilon_{t-1}) \varepsilon_{t-1} + \gamma_3 \lambda_{t-1}^* \quad (4)$$

$$\lambda_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \gamma_2 \lambda_{t-1}^* \quad (5)$$

$$\lambda_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 \lambda_{t-1}^* \quad (6)$$

gdzie $I^-(x) = 1$, gdy $x < 0$ oraz $I^-(x) = 0$, gdy $x \geq 0$, $I^+(x) = 1 - I^-(x)$.

W przypadku paramertu kształtu i rozkładu STD wprowadzono transformację daną wzorem 7 dla zapewnienia określoności rozkładu:

$$\kappa_t = 0,05 + 2(1 + \exp(-\kappa_t^*))^{-1} \quad (7)$$

natomiast dla rozkładu SGED odpowiednią transformację zapisano wzorem:

$$\kappa_t = 4,1 + 30(1 + \exp(-\kappa_t^*))^{-1} \quad (8)$$

gdzie dodatkowo parametr κ_t^* jest zapisany jednym z równań 9-12:

$$\kappa_t^* = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \vartheta_2 \kappa_{t-1}^* \quad (9)$$

$$\kappa_t^* = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^4 + \vartheta_2 \kappa_{t-1}^* \quad (10)$$

$$\kappa_t^* = \vartheta_0 + \vartheta_1 I^+(\varepsilon_{t-1}) \varepsilon_{t-1} + \vartheta_2 I^-(\varepsilon_{t-1}) \varepsilon_{t-1} + \vartheta_3 \kappa_{t-1}^* \quad (11)$$

$$\kappa_t^* = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^4 + \vartheta_2 I^-(\varepsilon_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^4 + \vartheta_3 \kappa_{t-1}^* \quad (12)$$

Specyfika wspomnianych modeli wymaga również niestandardowych testów do oceny ich jakości. W literaturze najczęściej spotykane są dwa testy: Nybloma oraz ortogonalności odpowiednio zdefiniowanych warunków.

2. Zastosowanie modeli ARCD do opisu zmienności rozkładów warunkowych szeregów czasowych

Do analizy zostały wybrane szeregi stóp zwrotu z indeksów światowych, dla których przeprowadzono badanie przyczynowości w średniej, wariancji i ryzyku. Uzyskane wyniki świadczą o występowaniu różnokierunkowych zależności w średniej, wariancji i ryzyku między indeksami giełd i walut światowych oraz Chin. Dane pochodziły z okresu 01.02.2006-18.02.2011, co łącznie dawało 1325

obserwacji dla każdego z indeksów. W przypadku równania dla średniej i wariancji przyjęto standardowy model ARMA-GARCH. Wyboru opóźnień w modelu GARCH dokonano a priori ustawiając opóźnienia części ARCH i GARCH równe 1. Założenie to wynika z analizy literatury w zakresie modelowania wariancji warunkowej z użyciem modeli GARCH, gdzie w przeważającej części model GARCH (1,1) jest preferowany ponad inne z większymi stopniami opóźnień. W przypadku równania ARMA przyjęto graniczną wartość opóźnienia równą 5. Wszystkie modele były estymowane metodą maksymalizacji funkcji wiarygodności z użyciem algorytmu BHHH. Następnie wyznaczano statystyki testów Nybloma. Modele ARCD zdefiniowane w tej pracy nie pozwalają na bezpośrednią ocenę wpływu zmienności szeregów z giełd chińskich na szeregi z innych giełd światowych. Możliwa jest jedynie wstępna ocena zmienności rozkładów warunkowych badanych szeregów czasowych. Dopiero wprowadzenie do wspomnianych równań dla poszczególnych parametrów dodatkowej zmiennej objaśniającej – stóp zwrotu indeksów z giełd w Szanghaju i Hongkongu, umożliwi weryfikację wyników testów przyczynowości. W pierwszej kolejności należy jednak zweryfikować hipotezę o zmienności rozkładów warunkowych.

Ze względu na stosunkowo dużą liczbę estymowanych modeli w tab. 1 zaprezentowano przyjęte w pracy oznaczenia.

Tabela 1

Oznaczenia estymowanych modeli

| Model | λ^* | κ^* | Model | λ^* | κ^* | Model | λ^* | κ^* |
|-------|-------------|------------|-------|-------------|------------|-------|-------------|------------|
| M_1 | const | const | M_11 | 2 | 9 | M_21 | 4 | 11 |
| M_2 | 2 | const | M_12 | 2 | 10 | M_22 | 4 | 12 |
| M_3 | 3 | const | M_13 | 2 | 11 | M_23 | 5 | 9 |
| M_4 | 4 | const | M_14 | 2 | 12 | M_24 | 5 | 10 |
| M_5 | 5 | const | M_15 | 3 | 9 | M_25 | 5 | 11 |
| M_6 | 6 | const | M_16 | 3 | 10 | M_26 | 5 | 12 |
| M_7 | const | 9 | M_17 | 3 | 1 | M_27 | 6 | 9 |
| M_8 | const | 10 | M_18 | 3 | 12 | M_28 | 6 | 10 |
| M_9 | const | 11 | M_19 | 4 | 9 | M_29 | 6 | 11 |
| M_10 | const | 12 | M_20 | 4 | 10 | M_30 | 6 | 12 |

* const. oznacza, że w danym modelu estymowany parametr nie zmieniał się w czasie, natomiast kolejne numery odwołują się do odpowiednich równań prezentowanych w pracy.

Estymowane były modele z dwoma rozkładami warunkowymi STD oraz SGED. W przypadku tego drugiego napotkano duże problemy estymacyjne, co było spowodowane problemami przy wyznaczaniu pochodnych oraz trudnością

mi z osiągnięciem zbieżności w algorytmach optymalizacyjnych. Z tej przyczyny wyniki estymacji modeli z rozkładem SGED nie będą prezentowane.

Tabela 2 zawiera podsumowanie wyników modeli z rozkładem STD. Prezentowane są dwa modele – klasyczny AR-GARCH (M_1) oraz najlepszy z modeli konkurencyjnych. Przedstawione zostały wartości logarytmu wiarygodności (LogL), wartości kryteriów informacyjnych Akaike’a i Shwartz’a oraz statystyka testu stabilności Nybloma dla całego wektora parametrów. Dla wszystkich szeregów lepsze pod względem logarytmu wiarygodności okazały się modele ze zmienną funkcją gęstości warunkowej. Należy jednak podkreślić, że poprawa wartości LogL po dołożeniu dodatkowych parametrów w większości szeregów nie jest istotna. Podobne wnioski można wyciągnąć analizując wartości kryteriów informacyjnych. Jest to wynik, który wskazuje na brak zmienności parametrów asymetrii i kształtu w rozkładach warunkowych dla badanych szeregów. Należy jednak pamiętać o wielkości próby, która została wybrana do badania, w której znajdowały się szeregi liczące po 1325 obserwacji, podczas gdy Dark [1] wskazuje minimalną próbę do estymacji modeli ARCD – powyżej 3000. Ciekawy jest przypadek indeksu HSI, dla którego lepszy okazał się model oznaczony jako M_26 – stosunkowo proste równanie dla asymetrii i bardziej złożone dla parametru kształtu. Analiza wartości parametrów tego modelu nakazuje odrzucić go jako faworyta dla HSI. Model ten miał bardzo duże co do modułu wartości parametrów, dodatkowo na jego niekorzyść przemawia wartość statystyki testu Nybloma przekraczająca wartość krytyczną przy 1% poziomie istotności. Mając na uwadze wspomniane ograniczenia należy uznać uzyskane wyniki za poprawne, jednak niepreferujące modeli ARCD nad prostsze w estymacji i interpretacji modele z klasy ARMA-GARCH.

Tabela 2

Wyniki estymacji modeli AR-GARCH oraz ARCD

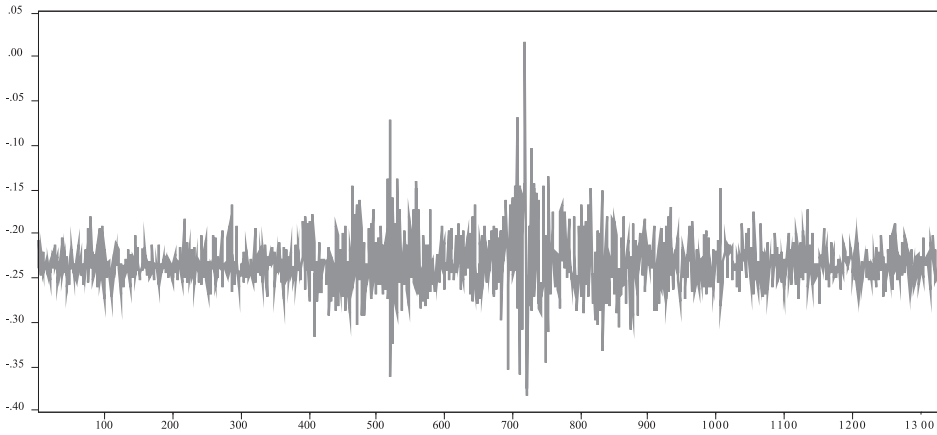
| | AEX | | AMEX | | ATG | | ATX | |
|---------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Model: | M_1 | M_22 | M_1 | M_14 | M_1 | M_14 | M_1 | M_14 |
| Logl | 3958,11 | 3965,27 | 4079,45 | 4082,48 | 3618,51 | 3625,32 | 3650,7 | 3654,13 |
| Aic/Bic | -5,96/-5,94 | -5,97/-5,93 | -6,15/-6,12 | -6,15/-6,10 | -5,45/-5,42 | -5,46/-5,41 | -5,50/-5,47 | -5,50/-5,46 |
| Nyblom | 1,6943 | 2,2749 | 1,3057 | 1,5169 | 2,6104 | 3,4743 | 1,1412 | 1,6575 |
| | BEL20 | | BOVESPA | | BSESN | | BUX | |
| Model: | M_1 | M_14 | M_1 | M_14 | M_1 | M_27 | M_1 | M_22 |
| Logl | 4000,05 | 4007,51 | 3542,68 | 3549,77 | 3645,75 | 3647,36 | 3589,07 | 3591,22 |
| Aic/Bic | -6,03/-6,00 | -6,03/-5,99 | -5,34/-5,31 | -5,34/-5,30 | -5,50/-5,47 | -5,50/-5,46 | -5,41/-5,38 | -5,40/-5,36 |
| Nyblom | 1,3319 | 2,0235 | 0,9582 | 1,5366 | 1,8232 | 2,4675 | 0,8129 | 1,5931 |
| | CAC40 | | DAX | | DJCA | | DJIA | |
| Model: | M_1 | M_26 | M_1 | M_18 | M_1 | M_22 | M_1 | M_9 |
| Logl | 3875,92 | 3892,95 | 3955,79 | 3969,42 | 4112,35 | 4118,29 | 4247,01 | 4250,46 |

cd. tabeli 2

| | | | | | | | | |
|---------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Aic/Bic | -5,84/-5,81 | -5,86/-5,82 | -5,96/-5,93 | -5,98/-5,94 | -6,20/-6,17 | -6,20/-6,16 | -6,40/-6,37 | -6,40/-6,37 |
| Nyblom | 1,5215 | 1,7805 | 1,4363 | 3,6922 | 1,4265 | 2,4354 | 0,9853 | 2,2553 |
| | FTSE100 | | HEX | | HSI | | IPCMEEX | |
| Model: | M_1 | M_18 | M_1 | M_22 | M_1 | M_26 | M_1 | M_14 |
| Logl | 4059,37 | 4062,62 | 3813,88 | 3817,72 | 3704,27 | 3715,68 | 3894,65 | 3898,41 |
| Aic/Bic | -6,12/-6,09 | -6,12/-6,08 | -5,75/-5,72 | -5,75/-5,70 | -5,58/-5,55 | -5,60/-5,55 | -5,87/-5,84 | -5,87/-5,83 |
| Nyblom | 2,04 | 4,7353 | 1,0112 | 1,8478 | 1,7953 | 5,4186 | 1,4628 | 2,4202 |
| | ISE100 | | JKSE | | KLSE | | KOSPI | |
| Model: | M_1 | M_22 | M_1 | M_22 | M_1 | M_20 | M_1 | M_30 |
| Logl | 3489,79 | 3495,96 | 3822,46 | 3833,66 | 4543,74 | 4544,51 | 3928,03 | 3939,57 |
| Aic/Bic | -5,26/-5,23 | -5,26/-5,22 | -5,76/-5,73 | -5,77/-5,73 | -6,85/-6,82 | -6,85/-6,81 | -5,92/-5,89 | -5,93/-5,89 |
| Nyblom | 1,2351 | 2,5055 | 0,9147 | 2,6673 | 2,5615 | 4,9085 | 0,4993 | 4,0274 |
| | MERVAL | | NIKK225 | | NSDQCOMP | | NZ50 | |
| Model: | M_1 | M_14 | M_1 | M_26 | M_1 | M_19 | M_1 | M_22 |
| Logl | 3647,08 | 3650,73 | 3795,73 | 3795,84 | 3970,4 | 3970,52 | 4678,34 | 4683,54 |
| Aic/Bic | -5,50/-5,47 | -5,50/-5,45 | -5,72/-5,70 | -5,72/-5,68 | -5,98/-5,96 | -5,98/-5,94 | -7,05/-7,02 | -7,05/-7,01 |
| Nyblom | 1,8657 | 3,1808 | 1,5434 | 2,2748 | 1,9486 | 3,1647 | 1,4544 | 2,1879 |
| | OMXSPI | | PX50 | | RTS | | SMSI | |
| Model: | M_1 | M_13 | M_1 | M_22 | M_1 | M_5 | M_1 | M_14 |
| Logl | 3879,21 | 3886,74 | 3801,18 | 3805,27 | 3390,67 | 3393,53 | 3872,57 | 3879,81 |
| Aic/Bic | -5,85/-5,82 | -5,85/-5,81 | -5,73/-5,70 | -5,73/-5,68 | -5,11/-5,08 | -5,11/-5,08 | -5,84/-5,81 | -5,84/-5,80 |
| Nyblom | 2,1099 | 2,0837 | 1,5532 | 2,4626 | 1,7385 | 2,041 | 2,2231 | 4,5065 |
| | SP500 | | SSE | | SSMI | | STI | |
| Model: | M_1 | M_20 | M_1 | M_18 | M_1 | M_18 | M_1 | M_18 |
| Logl | 4188,08 | 4188,32 | 3479,14 | 3484,68 | 4187,69 | 4195,93 | 4027,4 | 4034,97 |
| Aic/Bic | -6,31/-6,28 | -6,31/-6,27 | -5,24/-5,21 | -5,25/-5,21 | -6,31/-6,28 | -6,32/-6,28 | -6,07/-6,04 | -6,08/-6,04 |
| Nyblom | 1,9017 | 1,8557 | 2,0108 | 2,9147 | 0,8503 | 1,7504 | 1,5037 | 2,2791 |

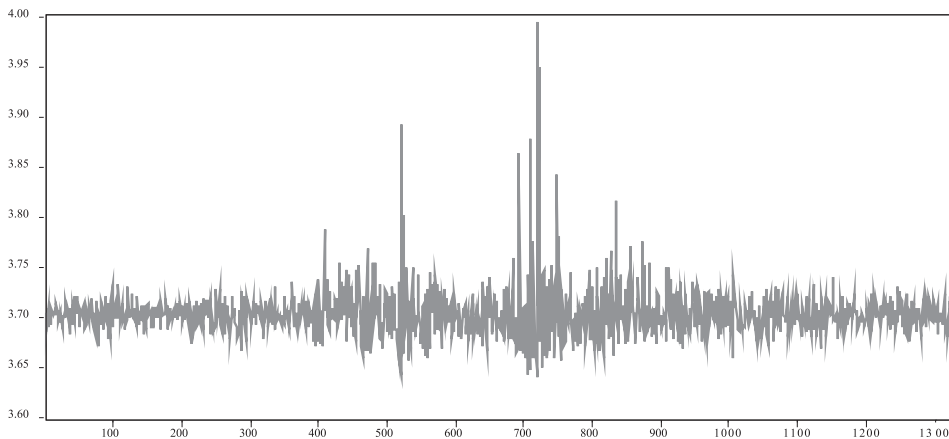
Przeprowadzone badanie miało na celu wstępne stwierdzenie występowania zmienności rozkładu warunkowego przed dalszym pogłębionym badaniem z użyciem wybranych indeksów w roli zmiennych objaśniających – tak jak sugerowałyby to wyniki testów przyczynowości. Dalsze badania będą musiały być przeprowadzone w oparciu o dłuższą próbę, tak aby maksymalnie pominąć efekt zbyt krótkiej próby.

Dla zobrazowania zmienności trzeciego i czwartego momentu warunkowego przedstawione zostały wykresy szeregów asymetrii i kurtozy warunkowej uzyskanych z modelu dla dwóch szeregów HSI i SSE. Wyraźnie odznacza się moment zwiększonej zmienności (około 400 obserwacji – połowa 2007 r.) oznaczający początek kryzysu finansowego. W pierwszej fazie widoczne są dość duże zmiany stóp zwrotu, których zmienność po pewnym czasie stabilizuje się.



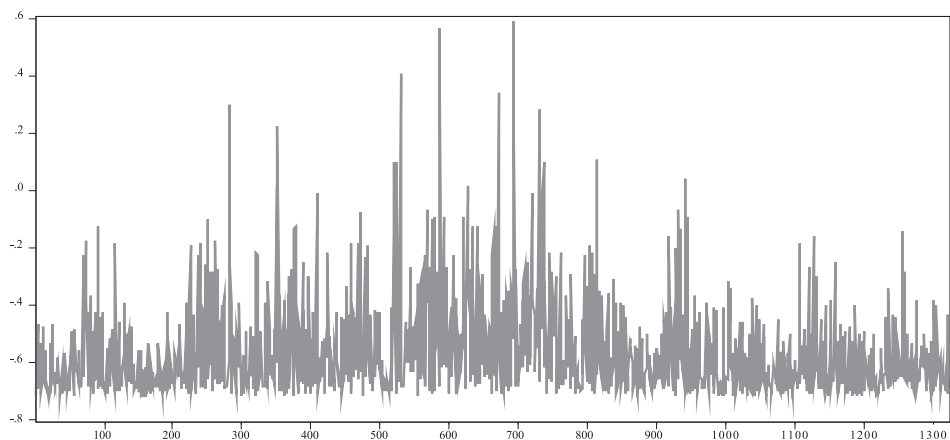
Rys. 1. Asymetria warunkowa z modelu M_26 – szereg HSI

W okresie kryzysu cały rozkład warunkowy HSI ulegał dość dużym zmianom pod wpływem napływających informacji. Po okresie podwyższonej zmienności oba momenty warunkowe uległy stabilizacji.



Rys. 2. Kurtoza warunkowa z modelu M_26 – szereg HSI

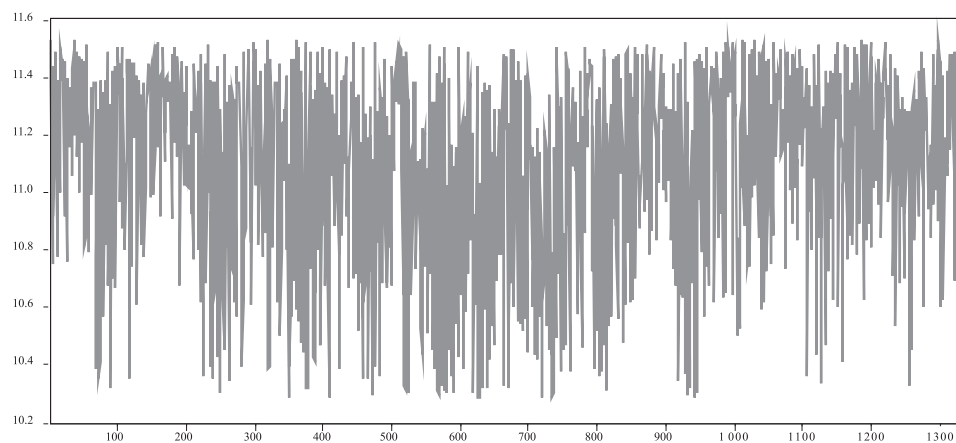
Jednocześnie kurtoza warunkowa utrzymuje się na zaskakująco niskim poziomie – około 3,7, co oznacza, że rozkład warunkowy jest bardziej zbliżony do normalnego niż w rozkładzie stóp zwrotu, w którym kurtoza jest równa 11.



Rys. 3. Asymetria warunkowa z modelu M_{18} – szereg SSE

Podobne wnioski można wyciągnąć analizując otrzymane dane dla szeregu stóp zwrotu indeksu giełdy w Szanghaju. Okres dużej zmienności rozpoczyna się od 300 obserwacji (marzec 2007 r.), jednak w tym przypadku przebieg kryzysu jest dużo spokojniejszy, co może mieć związek z regulacjami obowiązującymi w Chinach (w skład SSE wchodzi tylko przedsiębiorstwa chińskie, nie do końca uwolniony kurs juana). Nie ma bardzo dużych gwałtownych zmian i trudno jest wskazać poszczególne okresy analizując tylko przebieg stóp zwrotu.

Rozkład SSE charakteryzuje się za to dość dużą lewostronną asymetrią równą $-0,4$, kurtoza w rozkładzie jest równa $5,548$. Czwarty moment warunkowy jest, podobnie jak w poprzednim przypadku, na zupełnie innym poziomie niż ma to miejsce w rozkładzie stóp zwrotu.



Rys. 4. Kurtoza warunkowa z modelu M_{18} – szereg SSE

Uzyskany wynik może być trochę zaskakujący, jednak należy pamiętać, że w przypadku rozkładu STD asymetria zależy tylko od parametru λ , podczas gdy czwarty moment centralny zależy zarówno od λ , jak i parametru kształtu – κ .

Podsumowanie

W pracy zaprezentowano wyniki estymacji autoregresyjnych modeli warunkowej funkcji gęstości dla szeregów stóp zwrotu z 35 indeksów giełd światowych. Badanie będące kontynuacją wcześniejszych prac autora należy traktować jako wstęp do głębszej analizy wpływu gospodarki Chin na główne gospodarki świata (reprezentowane przez indeksy giełdowe oraz kursy walutowe). Dla analizowanych szeregów należy wskazać modele AR-GARCH jako lepsze niż modele ARCD, co sugerowałoby brak zmienności rozkładu warunkowego. W pewnym sensie potwierdzają się wyniki testów przyczynowości w ryzyku, które wskazały na zależności między badanymi szeregami w kwantylach rozkładów warunkowych – sugerują jako przyczynę zmienności rozkładu wpływ innych zmiennych niż uwzględnione w pracy. Przeprowadzone badanie nie jest do końca wiarygodne ze względu na stosunkowo krótką próbę. Wskazuje to jednoznacznie na potrzebę przeprowadzenia kolejnych analiz na odpowiednio dłuższych szeregach, zarówno testów przyczynowości, jak i estymacji modeli ARCD.

Literatura

1. Dark J.G., Estimation of Time Varying Skewness and Kurtosis with an Application to Value at Risk, „Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics” 2010, Vol. 14.
2. Fałdziński M., Osińska M., Zdanowicz T., Econometric Analysis of the Risk Transfer on Capital Markets. A Case of China, Referat wygłoszony na 71. konferencji International Atlantic Economic Society w Atenach, 2011.
3. Hansen B.E., Autoregressive Conditional Density Estimation, „International Economic Review” 1994, Vol. 35.
4. Nyblom J., Testing the Constancy of Parameter over Time, „Journal of the American Statistical Association” 1989, Vol. 84.
5. Osińska M., Zdanowicz T., What Drives Chinese Financial Markets?, w: Financial Markets. Principles of Modelling, Forecasting and Decision-Making,

- FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, 9, eds. W. Milo, G. Szafranski, P. Wdowiński, Uniwersytet Łódzki, Łódź 2011.
6. Theodossiou P., Skewed Generalized Error Distribution of Financial Assets and Option Pricing, 2000, <http://ssrn.com/abstract=219679>.

HIGHER ORDER MOMENTS VARIABILITY IN THE FINANCIAL MARKETS

Summary

The dynamic development of Chinese economy observed since the 80s of the twentieth century, increasingly draws attention to this country as a candidate for the leadership of world trade. This rapid growth is supported by two powerful stock exchanges in Shanghai and Shenzhen. Chinese phenomenon is now of interest to a wide audience of potential investors and researchers [2]. Modeling time varying conditional asymmetry or kurtosis becomes more often the subject of analysis, especially during the growing world financial crisis. Autoregressive Conditional Density Models (ARCD), which were first presented in 1994 by Hansen [3], allow for modeling the conditional volatility of the entire distribution with a relatively simple parameterization. There are also extension of the classical model of Hansen on the other conditional distributions, more complex equations of shape and asymmetry parameters of the distribution. ARCD models was used to model the financial data of world stock exchanges in relation to the ranks of China's stock exchange.