Jerzy Marcinkowski

Ryzyko sekwencyjych transakcji finansowych

Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 10, 45-54

2008

STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 10

JERZY MARCINKOWSKI

RYZYKO SEKWENCYJNYCH TRANSAKCJI FINANSOWYCH

Wstęp

Ryzyko związane z inwestycją w instrument finansowy utożsamia się z nieprzewidywalnością jego ceny lub stopy zwrotu. Stopień nieprzewidywalności ocenia się analizując wartości statystycznych miar zmienności rozkładu empirycznego wyznaczanego na podstawie finansowego szeregu czasowego. Do najczęściej wykorzystywanych miar należą odchylenie standardowe i wariancja. Warunkiem wiarygodnej oceny stopnia nieprzewidywalności jest niezmienniczość względem czasu procesu stochastycznego opisującego ewolucję w czasie wartości lub stopy zwrotu instrumentu finansowego, którego obserwowany szereg jest realizacją.

W analizie portfelowej zakłada się, że ryzyko inwestycji w instrument finansowy jest jednoznacznie określone przez własności szeregu notowań tego instrumentu. Założenie to nie jest uzasadnione w przypadku zdecydowanej większości transakcji finansowych. Po pierwsze, transakcje kupna/sprzedaży dokonywane są wielokrotnie. Pokażemy, że w takim przypadku empiryczne rozkłady ceny instrumentu finansowego oraz średniej ceny transakcji są różne. Oznacza to, że statystyczne miary zmienności szeregu nie pozwalają na prawidłowe oszacowanie ryzyka związanego z sekwencją transakcji. Po drugie, w większości przypadków inwestor dysponuje swobodą momentu zawierania transakcji, co pozwala na zmniejszenie zmienności średniej ceny sekwencji transakcji w porównaniu z pojedynczą transakcją. W artykule ograniczymy się do rozpatrzenia pierwszego przypadku, zakładając, że transakcje są dokonywane ze z góry określoną częstotliwością. Pokażemy, że dla prawidłowej oceny wielkości ryzyka niezbędna jest znajomość wybranych charakterystyk szeregu czasowego cen instrumentu finansowego oraz niezmienniczość w czasie procesu, którego szereg ten jest realizacją.

Pomiar ryzyka dla sekwencji transakcji

W klasycznej analizie ryzyka pomija się możliwość zastąpienia jednej transakcji ich ciągiem oraz nie rozważa się wpływu takiego zabiegu na ryzyko związane z rozłożoną w czasie transakcją. Pokażemy, że taka operacja może przyczynić się do redukcji ryzyka. W wielu przypadkach zabieg ten jest zresztą niezbędny, gdyż ograniczona płynność rynku sprawia, że dokonanie jednej dużej transakcji jest niecelowe lub niewykonalne. Niecelowość wynika z faktu podwyższania ceny instrumentu finansowego przy zakupie i obniżaniu przy sprzedaży w warunkach małej płynności, co obniża zyskowność operacji, często podważając jej sens.

Przez sekwencję transakcji będziemy rozumieć ciąg transakcji przeprowadzanych w kolejnych momentach $1,2,...$ Analizując konsekwencje zastąpienia jednej transakcji ich ciągiem najpierw rozważymy przypadek, kiedy ceny instrumentu finansowego dane są przez zależność deterministyczną, uogólniając następnie wyniki na przypadek, kiedy są one dane przez pewną klasę procesów stochastycznych[1].

Przypadek deterministyczny

Analizę przeprowadzimy dla trendu deterministycznego, procesu autoregresyjnego oraz wahań sezonowych danych przez sinusoidę, rozważając zachowanie się procesu w momentach $t+1,...,t+k$, co pozwala na porównanie własności jednej transakcji z ciągiem k transakcji, następujących w kolejnych momentach czasu. Będziemy zakładać, że w ramach każdej z k transakcji cząstkowych dokonujemy zakupu tej samej liczby jednostek instrumentu finansowego[2]. Przyjęcie tego założenia sprawia, że własności statystyczne, takie jak średnia cena sekwencji transakcji oraz jej odchylenie standardowe, zależą wy-

[1] Procesem stochastycznym nazywamy zbiór $\{X_t, t \in T\}$ zmiennych losowych indeksowany przez zbiór $T, T \subseteq R$. Zbiór T określa przedział czasu, dlatego zmienna t nazywana jest zmienną czasową. Jeżeli t może przyjmować tylko wartości całkowite, to proces stochastyczny jest określany mianem procesu dyskretnego, natomiast gdy t przyjmuje dowolne wartości ze zbioru T - procesem ciągłym. Szeregi czasowe traktujemy jako realizacje procesu stochastycznego.

[2] Uzyskane wyniki można zastosować do sekwencji transakcji sprzedaży.

łącznie od własności procesu generującego przebieg ceny, a nie od struktury (wielkości) transakcji cząstkowych.

Niech $X_t = \alpha t + \beta$, gdzie X_t oznacza cenę instrumentu finansowego w momencie t. Średnia cena sekwencji transakcji zawieranych w momentach t + 1, …, t+k jest równa:

$$\bar{x} = \frac{\alpha(t+1)+\beta+\alpha(t+k)+\beta}{2} = \alpha\left(t+\frac{k+1}{2}\right)+\beta, \tag{1}$$

a wariancja (będąca swego rodzaju artefaktem):

$$D^2(X) = \frac{1}{k-1}\sum_{j=t+1}^{t+k}\left(X_j-\bar{x}\right)^2 = \frac{1}{k-1}\sum_{j=t+1}^{t+k}\left(\alpha\cdot j+\beta-\alpha\cdot\left(t+\frac{k+1}{2}\right)-\beta\right)^2 = \tag{2}$$

$$= \frac{\alpha^2}{k-1}\cdot\sum_{j=t+1}^{t+k}\left(j-t-\frac{k+1}{2}\right)^2.$$

Zmienność ceny dla transakcji sekwencyjnej (ale nie średniej ceny dla sekwencji, która jest zdeterminowana) wynika z własności procesu i nie stanowi konsekwencji oddziaływania zmiennej losowej[3]. Wariancja cen transakcji cząstkowych dana przez (2) jest rosnącą funkcją k. Wzory na średnią i wariancję można łatwo wyprowadzić dla innych, najczęściej spotykanych funkcji trendu. Ponieważ nie wnosi to nic istotnego w sensie metodycznym do naszych rozważań, zagadnienie to pomijamy.

Dla procesu deterministycznego $X_t = \rho X_{t-1}$, średnia i wariancja są odpowiednio równe[4]:

$$\bar{x} = \sum_{j=t+1}^{t+k} X_j = \frac{1}{k}\sum_{j=t}^{k}\rho^j X_t = \frac{\rho\left(1-\rho^k\right)}{\rho\cdot k}X_t \tag{3}$$

[3] Wynika stąd, że należy dokładnie odróżniać zmienność od nieprzewidywalności. Zmienność implikuje nieprzewidywalność w przypadku procesów stochastycznych. W rozpatrywanym przypadku zmienność nie implikuje nieprzewidywalności (ryzyka). Historyczna zmienność w prawidłowy sposób mierzy zmienność, jeżeli proces cen jest stacjonarny w średniej. Proces stochastyczny jest stacjonarny w średniej, jeżeli $E(X_t) = m,\ t = 0, \pm 1, \pm 2, \ldots$ W przypadku relatywnie krótkich przedziałów czasowych przyjmuje się, że procesy stopy zwrotu akcji są stacjonarne w średniej, co oznacza, że ich ceny rosną w przybliżeniu wykładniczo. Dla szeregów stóp zwrotu o dużej częstotliwości (w szczególności notowań śróddziennych), nie udaje się odrzucić hipotezy o stacjonarności szeregu stóp zwrotu w średniej. Za stacjonarnością przemawiają także względy merytoryczne. Za powstawanie trendów odpowiedzialne są czynniki oddziałujące przez dłuższe okresy. W przypadku stosunkowo krótkich przedziałów czasu ich oddziaływanie można uznać za zaniedbywalnie małe.

[4] Zapis ten ukazuje mechanizm powrotu procesu do średniej. Jeżeli $|\rho| < 1$, to dla $|X_{t-1}| > 0$, $|X_t| < |X_{t-1}|$, co oznacza, że X_t dąży w zależności od znaku ρ, monotonicznie lub oscylująco do 0.

$$D^2(X) = \frac{1}{k-1}\sum_{j=t}^{k}\left(\rho^j X_t - \frac{\rho(1-\rho^k)}{\rho \cdot k} X_t\right)^2 = \frac{X_t^2}{k-1}\sum_{j=t}^{k}\left(\rho^j - \frac{\rho(1-\rho^k)}{\rho \cdot k}\right). \tag{4}$$

Dla $|\rho| < 1$ $\lim\limits_{k\to\infty}\frac{\rho(1-\rho^k)}{\rho \cdot k}X_t = 0$, z czego wynika że w granicy (4) jest równe $\frac{X_t^2}{(k-1)\cdot(1-\rho)}$[5].

W przypadku zmian okresowych $X_t = \sin(\omega t)$, $\omega = \frac{2\pi}{T}$, gdzie T oznacza okres, średnia i wariancja są równe

$$\overline{x} = \frac{1}{k}\sum_{j=t+1}^{t+k}\sin(\omega \cdot j) \tag{5}$$

$$D^2(X) = \frac{1}{k-1}\sum_{j=t}^{k}\left(\sin(\omega(t+j)) - \frac{1}{k}\sum_{j=t+1}^{t+k}\sin(\omega \cdot j)\right)^2 \tag{6}$$

Niewłaściwe dobrane odstępy między transakcjami mogą niepotrzebnie obniżać średnią cenę transakcji[6], a odpowiednio dobrana częstotliwość transakcji zmniejsza wariancję do 0.

Przypadek stochastyczny

Rozważmy obecnie stochastyczną wersję rozpatrywanych procesów deterministycznych. Niech $X_t = \alpha t + \beta + \varepsilon_t$. Średnia cena jest równa:

$$\overline{x} = \frac{\alpha(t+1)+\beta+\alpha(t+k)+\beta}{2} + \frac{1}{k}\sum_{j=t+1}^{t+k}\varepsilon_j = \alpha\left(t + \frac{k+1}{2}\right) + \beta + \frac{1}{k}\sum_{j=t+1}^{t+k}\varepsilon_j \tag{7}$$

a wariancja ceny sekwencji transakcji (nieuwzględniająca struktury kowariancyjnej szeregu):

[5] Dla $|\rho| < 1$ $X_t = \rho X_{t-1}$ dąży do 0 dla $t \to \infty$. Dla $-1 < \rho < 0$ proces przyjmuje wartości ujemne. Jeżeli proces ma opisywać ewolucję ceny w czasie wystarczy przyjąć, że rozpatrywany proces jest indukowany przez proces $Y_t = \rho Y_{t-1}$, gdzie $E(Y_t) = m > 0,\ t = 1,\ldots$, gdzie m jest wystarczająco dużą liczbą dodatnią.

[6] Uzasadnia to próby identyfikacji okresowych zmian cen za pomocą analizy widmowej. Badania empiryczne przeprowadzone na polskim rynku kapitałowym wskazują na ograniczone możliwości zmniejszenia ryzyka w oparciu o wyniki analizy spektralnej. Wynika to z nieistnienia dobrze wyrażonych składowych okresowych. Na periodogramach cen i stóp zwrotu większości akcji widoczne są jedynie słabe wyrażone i dość rozmyte maksima mocy widma, zob. [3; 4].

$$D^2(X)=\frac{1}{k-1}\sum_{j=t+1}^{t+k}\left(X_j-\overline{x}\right)^2=\frac{1}{k-1}\sum_{j=t+1}^{t+k}\left(\alpha\cdot j+\beta+\varepsilon_j-\alpha\cdot\left(t+\frac{k+1}{2}\right)-\beta-\frac{1}{k}\sum_{j=t+1}^{t+k}\varepsilon_j\right)^2= \tag{8}$$

$$=\frac{1}{k-1}\sum_{j=t+1}^{t+k}\left(\alpha\left(j-t-\frac{k+1}{2}\right)+\varepsilon_j-\frac{1}{k}\left(\sum_{j=t+1}^{t+k}\varepsilon_j\right)\right)^2.$$

Ze wzoru (7) wynika, że rozkład średniej ceny transakcji w przypadku niezależności zmiennych ε_t będzie na mocy twierdzenia Lindeberga-Levy'ego dążył do rozkładu normalnego. Z (8) wynika, że wariancja ceny transakcji cząstkowych zależy od stopnia skorelowania zmiennych losowych ε_t i jest podobnie jak w przypadku deterministycznym rosnącą funkcją k [7]. Przy założeniu, że ε_t mają rozkład normalny N(0, σ), średnie odchylenie od trendu ma rozkład normalny, którego odchylenie standardowe jest równe $k\cdot\sqrt{\sigma}$, a więc jest mniejsze od warunkowego odchylenia standardowego od trendu $D(X_{t+1}/X_t)$ równego σ. W przypadku skorelowania zmiennych zmniejszenie odchylenia będzie mniejsze. Jeżeli α przyjmuje wartość ujemną, zastąpienie jednej transakcji ich ciągiem powoduje obniżenie przeciętnej ceny[8].

Rozważmy teraz proces $X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$. Wartości procesu w kolejnych momentach czasu wyrażają się wzorami:

$$X_{t+1}=\rho X_t+\varepsilon_{t+1},$$

$$X_{t+2}=\rho\left(\rho X_t+\varepsilon_{t+1}\right)+\varepsilon_{t+2}=\rho^2X_t+\rho\varepsilon_{t+1}+\varepsilon_{t+2},$$

....

....

$$X_{t+k}=\rho\left(\rho X_{+k-1t}+\varepsilon_{t+k-1}\right)+\varepsilon_{t+K}=\rho^kX_t+\rho^{k-1}\varepsilon_{t+1}+\rho^{k-2}\varepsilon_{t+2}+\ldots+\varepsilon_{t+k}.$$

Średnia procesu jest równa:

$$\overline{x}=\frac{X_t}{k}\sum_{j=t+1}^{t+k}\rho^j+\frac{1}{k}\left(\sum_{j=t+2}^{t+k}\rho^{k-j}\varepsilon_j+\sum_{j=t+3}^{t+k}\rho^{k-j}\varepsilon_j+\ldots+\varepsilon_{t+k}\right) \tag{9}$$

[7] Ujmując rzecz bardziej precyzyjnie wraz ze wzrostem k wzrasta tylko część wariancji, za którą odpowiedzialny jest trend deterministyczny. Wariancja będąca efektem oddziaływania składnika losowego maleje. Tylko ta część transakcji jest miarą nieprzewidywalności. Możliwości zmniejszania ryzyka są ograniczone nie tyle przez wpływ składnika losowego ale brak niezmienniczości w czasie procesu opisującego ewolucję w czasie wartości instrumentu finansowego.

[8] Ryzyko związane z przeprowadzeniem ciągu transakcji utożsamiamy z odchyleniem standardowym średniego odchylenia od trendu, a nie odchyleniem standardowym wartości procesu od wartości średniej procesu w rozpatrywanym przedziale. Pomiar ryzyka nie uwzględniający struktury procesu, tj. polegający na wyznaczeniu odchylenia standardowego na podstawie odchyleń od średniej, a nie od trendu, prowadzi do niemożności prawidłowej oceny korzyści wynikających z zastąpienia jednej transakcji ich ciągiem. W przypadku trendu deterministycznego tak rozumiane ryzyko jest rosnącą funkcją liczby transakcji.

z czego wynika, że rozbicie transakcji na ciąg transakcji powoduje spadek ryzyka, gdyż odchylenie standardowe średniej procesu maleje ze wzrostem k, i to tym szybciej, im składniki losowe są mniej skorelowane[9]. Jest więc ono mniejsze od ryzyka pojedynczej transakcji. Zwiększenie odstępów między transakcjami, wpływając na zmniejszenie skorelowania zmiennych, umożliwia uzyskanie większego spadku ryzyka transakcji sekwencyjnej w porównaniu z transakcją pojedynczą (o ile proces jest niezmienniczy względem czasu w przedziale o wystarczającej długości)[10]. Przy wyznaczaniu odchylenia standardowego średniej znajduje zastosowanie uwaga odnosząca się do wyznaczaniu tych wielkości w przypadku trendu.

Największe korzyści z zastąpienia jednej transakcji ich ciągiem odnosimy w przypadku, gdy składniki resztowe nie są skorelowane. W przypadku skorelowania zmiennych ich średnia będzie cechować się większym od $\sigma/\sqrt{k}$ odchyleniem standardowym.

Rozłożenie transakcji w czasie sprawia, że jej średnia cena będzie bardziej skupiona wokół średniej ceny instrumentu, niż cena tego instrumentu w przypadku dowolnego, wystarczająco skupionego wokół średniej rozkładu[11]. Największe zmniejszenie dyspersji uzyskamy dla niezależnych cen. Wynika to bezpośrednio ze słabego prawa wielkich liczb. Istotnie, dla dowolnych dodatnich liczb ε i δ istnieje taka liczba naturalna N, że dla każdego $n \geq N$

$$P\left(\left|\frac{X_1 + \ldots + X_n}{n} - m\right| < \varepsilon\right) > 1 - \delta. \tag{10}$$

Z nierówności tej wynika, że dla dostatecznie dużej liczby składników losowych możemy wartość oczekiwaną m oszacować przez średnią arytmetyczną wartości tych składników z prawdopodobieństwem bliskim jedności (większym niż $1-\delta$) tak, że błąd oszacowania będzie mniejszy od ε. Kolejną korzyścią jest asymptotyczna zbieżność rozkładu średniej ceny transakcji niezależnie od rozkładów ε_t do rozkładu normalnego (jeżeli spełniony jest warunek Lindeber-

[9] W przypadku braku skorelowania składników losowych

[10] W praktyce istotne jest znalezienie kompromisu między ilością transakcji a częstotliwością ich dokonywania. Intuicja podpowiada, że procesy opisujące ewolucję wartości instrumentów finansowych można uznać za niezmiennicze w czasie tylko w pewnych przedziałach; nie można więc dowolnie zmniejszać częstotliwości transakcji w celu zmniejszenia ich skorelowania, gdyż prowadzi to do zmniejszenia ich liczby.

[11] Rozkład musi być wystarczająco skupiony wokół średniej z uwagi na konieczność spełnienia warunku Lindenberga, zob. 1; 2].

ga[12]). Rozkład średniej ceny transakcji (zarówno dla procesu $X_t = \alpha t + \beta + \varepsilon_t$ w przypadku niezależności ε_t jak i procesu $X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$ dla $\rho = 0$) będzie więc bardziej symetryczny niż rozkład ceny instrumentu finansowego, co jest istotne dla adekwatnego pomiaru ryzyka. Jeżeli przedział czasu, w którym dokonujemy ciągu transakcji jest pomijalnie krótki w porównaniu z okresem inwestycji, to stopa zwrotu z inwestycji będzie asymptotycznie dążyć do rozkładu logarytmiczno-normalnego.

W przypadku zmian okresowych $X_t = \sin(\omega t) + \varepsilon_t$, $\omega = \frac{2\pi}{T}$, średnia i wariancja są równe:

$$\bar{x} = \frac{1}{k}\sum_{j=t+1}^{t+k}\left(\sin(\omega \cdot j) + \varepsilon_j\right) \tag{11}$$

$$D^2(X) = \frac{1}{k-1}\sum_{j=t+1}^{t+k}\left(\sin(\omega \cdot j) + \varepsilon_j - \frac{1}{k}\sum_{j=t+1}^{t+k}\left(\sin(\omega \cdot j) + \varepsilon_j\right)\right)^2 \tag{12}$$

Ryzyko akcji a ryzyko transakcji

Oznaczmy przez s_A i s_B ryzyko akcji A i B mierzone odchyleniem standardowym składnika losowego ceny każdej z akcji. Niech $\bar{s}_A$ i $\bar{s}_B$ oznaczają ryzyko transakcji sekwencyjnej mierzone odchyleniem standardowym średniej ceny transakcji. Dla transakcji jednokrotnej ryzyko mierzone odchyleniem standardowym ceny jest określone przez s_A i s_B. Jeżeli procesy opisujące ewolucję w czasie cen akcji są stacjonarne w średniej, to dla każdej z akcji oczekiwane ceny transakcji jednokrotnej i sekwencyjnej będą równe. Relacja między ryzykiem akcji (równym ryzyku transakcji jednokrotnej) a ryzykiem transakcji sekwencyjnej zależy od długości sekwencji, schematu autokorelacji oraz wartości współczynników autokorelacji. W ogólnym przypadku nie zachodzi więc implikacja $s_A < \bar{s}_A \rightarrow s_B < \bar{s}_B$, gdyż szybkość spadku odchylenia standardowego średniej ceny w funkcji k zależy od wartości współczynnika autokorelacji.

Jeżeli założenie o stacjonarności ceny w średniej nie jest spełnione, to porównywanie akcji (portfeli) nie jest możliwe na podstawie jednego kryterium, tj. kryterium minimalizacji ryzyka stopy zwrotu[13]. W celu porównania, która z akcji jest "lepsza" w przypadku transakcji jednokrotnej, a która transakcji se-

[12] Zob. [1; 2].

[13] Jeżeli przedział czasowy jest krótki w stosunku do czasu inwestycji, to wpływ wydłużenia czasu trwania inwestycji na stopę zwrotu możemy pominąć.

kwencyjnej, konieczne jest posłużenie się dwuczynnikową funkcją użyteczności, której argumentami są stopa zwrotu i ryzyko. Dla procesów niestacjonarnych w średniej, oczekiwane ceny dla transakcji jednokrotnej i sekwencyjnej są różne, różne zatem będą też stopy zwrotu.

Zmniejszenie odchylenia standardowego ceny transakcji wpływa na obniżenie odchylenia standardowego stopy zwrotu z inwestycji. Jeżeli stopa zwrotu wyznaczana jest według wzoru:

$$P_1 = P_0(1+r)^t \tag{13}$$

to jest ona równa

$$r = \left(\frac{P_1}{P_0}\right)^{1/t} - 1 \tag{14}$$

gdzie P_0 i P_1 oznaczają ceny akcji na początku i końcu inwestycji. Jeżeli przyjmiemy założenie, że czas realizacji sekwencji inwestycji jest (bardzo) krótki w porównaniu z czasem trwania inwestycji, to stosując (14) łatwo możemy – w przypadku stacjonarności w średniej zmian ceny -- ocenić wpływ rozłożenia transakcji w czasie na ryzyko inwestycji mierzone odchyleniem standardowym stopy zwrotu.

Podsumowanie

Z przeprowadzonych rozważań wynika, że rozkład ceny instrumentu finansowego różni się od rozkładu średniej ceny sekwencji transakcji. Z punktu widzenia inwestora nie wszystkie własności szeregów cen instrumentów finansowych są równie istotne. Najpoważniejszym problemem wydaje się autokorelacja, w szczególności, jeżeli zanika ona wolno w funkcji czasu. Wówczas zastąpienie jednej transakcji ich sekwencją jest nie tylko mało efektywne z punktu widzenia zmniejszenia wariancji, ale nie prowadzi także do otrzymywania rozkładów średniej ceny transakcji o pożądanych własnościach, w szczególności cechujących się symetrią. Jeżeli autokorelacja szybko zanika w funkcji czasu, to nawet asymetria rozkładu cen, czy też zgrupowania zmienności, nie wydają się być istotnym problemem. Analiza dokonana w pkt. 3 wskazuje, badanie jakich własności cen instrumentów finansowych jest istotne z punktu widzenia inwestora, który dysponuje swobodą wyboru momentu zawierania transakcji kupna i sprzedaży i może zastąpić jedną transakcję ich sekwencją. Najistotniejsza jest stacjonarność w średniej ceny instrumentu finansowego oraz szybkości zaniku autokorelacji w funkcji czasu.

Dla minimalizacji ryzyka związanego z inwestycją w instrument finansowy nie są konieczne efektywne procedury prognozowania, jeżeli tylko istnieje możliwość zastąpienia jednej transakcji ich sekwencją. Dla inwestora bardziej niebezpieczny jest brak niezmienniczości procesu opisującego ewolucję w czasie wartości instrumentu finansowego, niż brak precyzyjnych prognoz[14].

Literatura

1. Fisz M., *Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna*, PWN, Warszawa 1969.
2. Jakubowski J., Sztencel R., *Wstęp do teorii prawdopodobieństwa*, SCRIPT, Warszawa 2001.
3. Marcinkowski J., *Analiza spektralna szeregów czasowych wartości wybranych indeksów na GPW w Warszawie*, [w:] Trzaskalik T. [red.], Modelowanie preferencji a ryzyko '02, Akademia Ekonomiczna w Katowicach, Katowice, 2002, ss. 241 - 256.
4. Siemieniuk N., *Fraktalne własności polskiego rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku, Białystok 2001.

STRESZCZENIE

Przedmiotem analizy jest ryzyko sekwencyjnych strategii finansowych. Ryzyko finansowe zazwyczaj utożsamia się ze zmiennością historyczną szeregu czasowego cen lub stóp zwrotu instrumentu finansowego. Warunkiem właściwego pomiaru wielkości ryzyka jest stacjonarność w średniej procesu opisującego ewolucję wartości instrumentu finansowego w czasie. Nawet wtedy utożsamianie ryzyka rozumianego jako nieprzewidywalność ze zmiennością szeregu w większości przypadków nie jest zasadne, gdyż transakcje finansowe mają z reguły charakter sekwencyjny. Rozkład średniej ceny sekwencji transakcji odbiega od rozkładu ceny pojedynczej transakcji. Ryzyko sekwencji transakcji jest różne od ryzyka pojedynczej transakcji. Dowodzi się, że dla oceny wielkości ryzyka podstawowe znaczenie ma typ procesu stochastycznego a ryzyko wiąże się

[14] Analiza ryzyka w przypadku portfela wykracza poza ramy artykułu.

przede wszystkim z brakiem niezmienniczości tego procesu w czasie, a nie z ograniczonymi możliwościami prognozowania.

RISK OF SEQUENTIAL FINANCIAL STRATEGIES

SUMMARY

In the paper risk of sequential financial strategies is investigated. Financial risk is usually identified with historical volatility of a time series of prices or returns. The stochastic process describing evolution in time of prices or returns should be stationary in the mean. Even then identifying the risk understood as a lack of predictability with volatility of a time series is not justified because financial transactions are sequential by nature. The average price of a sequence of transactions has a distribution which differs from that of a transaction price. As a result the risk of a sequence of transactions is different from that of a single transaction. It is proved that for assessing the risk it is important that the type of a stochastic process is time invariant. Limited prediction ability is of lesser importance.

Translated by J. Marcinkowski

Dr Jerzy Marcinkowski
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu
j.marcinkowski@ae.poznan.pl