

*Nina Łapińska-Sobczak\*, Joanna Siempińska\*\**

## WARTOŚĆ NARAŻONA NA RYZYKO A EFEKTY FUZJI I PRZEJĘĆ W SYSTEMIE BANKOWYM

**Streszczenie.** Instytucje finansowe w swojej działalności stykają się z różnymi rodzajami ryzyka, które muszą być systematycznie kontrolowane, w przeciwnym razie może to niekorzystnie wpływać na ich wyniki finansowe. Jedną z miar ryzyka jest tzw. wartość narażona na ryzyko, czyli Value-at-Risk (VaR).

VaR w swojej definicji pozwala na zidentyfikowanie przyczyn ryzyka, a w dalszej kolejności na wskazanie metod, które mogą je ograniczyć. W interpretacji ekonomicznej jest statystyczną miarą ryzyka, która wyraża maksymalną stratę na portfelu, z założonym z góry prawdopodobieństwem. W interpretacji ekonomicznej wyznacza kwotę, jaka może być stracona w ściśle określonym czasie.

Poza opisem teoretycznym tej miary ryzyka, a także przedstawieniem jej wad i zalet problemów rachunkowych, w artykule zawarto też przykład empiryczny dla polskiego sektora bankowego pod kątem sprawdzenia, czy stosowane w tym sektorze w ostatnich latach fuzje i przejęcia prowadzą do zmniejszenia ryzyka z punktu widzenia inwestora. Niestety, w świetle badań empirycznych odpowiedź na to pytanie nie jest twierdząca. Po fuzjach w niektórych badanych przypadkach poziom ryzyka zmienił się nieistotnie statystycznie (niekoniecznie spadał), ale też zdarzały się banki, w których połączenie się banków prowadziło do wzrostu ryzyka.

**Słowa kluczowe:** ryzyko, inwestor, system bankowy.

### 1. WPROWADZENIE

Każdy inwestor, dokonując wyboru kierunku ulokowania swoich chwilowo wolnych środków pieniężnych, działa w warunkach niepewności. Mówi się wówczas, że dochód z inwestycji jest narażony na ryzyko (Jajuga 2000, s. 5–15). Banki spełniają szczególną rolę w gospodarce, gdyż występują w podwójnej roli, z jednej strony podmiotu przyjmującego lokaty od innych jednostek gospodarczych, ale z drugiej również inwestora tych lokat. W tej sytuacji problem ryzyka bankowego jest bardziej szeroki. Należałoby tu

---

\* Prof. nadzw., dr hab, Katedra Ekonometrii Uniwersytetu Łódzkiego.

\*\* Dr, Bank Handlowy w Warszawie.

wymienić przynajmniej cztery główne rodzaje ryzyka bankowego (Best 2000, s. 14–16):

a) ryzyko rynkowe – ryzyko poniesienia straty w wyniku zmiany wartości aktywów będących przedmiotem obrotu;

b) ryzyko kredytowe jest to ryzyko straty finansowej, wynikającej z zaprzestania spłaty zobowiązań przez kontrahenta, z którym współpracuje bank;

c) ryzyko operacyjne, które jest bardzo szeroko rozumianym rodzajem ryzyka, może doprowadzić bank do utraty środków pieniężnych, np. ryzyko płynności, ryzyko strat wynikających z nieudanych lub nieprawidłowych rozliczeń, ryzyko systemów operacyjnych (zawodne lub bardzo kosztowne systemy operacyjne);

d) ryzyko utraty reputacji związane ze spadkiem dobrej opinii danej instytucji, czego efektem jest korzystanie przez klientów z innego banku.

Ryzyko w instytucjach finansowych jest więc tą kategorią, która powinna być systematycznie kontrolowana. Współcześnie banki tworzą całe departamenty zajmujące się bieżącą kontrolą różnych wskaźników. Przekroczenie lub nawet zbliżenie się do pewnych progowych wartości jest sygnałem do podjęcia działań poprawiających te wskaźniki, a więc i ogólne wyniki finansowe banków.

Niektóre rodzaje ryzyka są trudne do kwantyfikacji, co utrudnia możliwości ich analizy pod kątem uniknięcia zaistniałych niekorzystnych sytuacji w przyszłości (Tarczyński, Mojsiewicz 2001, s. 11–35).

## 2. VaR JAKO MIARA RYZYKA

Konieczność ograniczenia i kontrolowania ryzyka prowadzi do tworzenia pewnych jego miar, które można systematycznie obserwować. Jedną z takich miar jest wskaźnik Value-at-Risk (VaR; zob. Butler 2001, s. 2–3). W języku polskim jest rozumiane jako „wartość narażona na ryzyko”. Jest to miara syntetyczna, która pokazuje wielkość ryzyka powstałego z kilku przyczyn. Przyczyny te są łatwo identyfikowane w formule pozwalającej na obliczenie wskaźnika VaR. Ta miara ryzyka jest przez bankowe organy kontrolne traktowana jako instrument nadzoru wewnętrznego (Jajuga, Kuziak i Pepla 2000).

Wskaźnik VaR wyraża się następującym wzorem (Association of Chartered Treasury Managers 2002):

$$VaR = \sqrt{Q \times V \times (nsN) \times T},$$

gdzie:

$Q$  – wartość portfela, dla którego liczone jest VaR;

$V$  – zmienność portfela,

$T$  – okresu przetrzymania (stałego składu) portfela;

$nsN$  – wartość statystyki z rozkładu normalnego dla przyjętego poziomu istotności

W interpretacji ekonomicznej jest to statystyczna miara ryzyka, która wyraża maksymalną stratę na portfelu inwestycyjnym, z założonym z góry prawdopodobieństwem i w ściśle określonym czasie. Jeżeli tę wielkość odniesiemy do wartości całego portfela, to otrzymamy względną miarę ryzyka, którą można mierzyć w procentach. Ten czas to okres, na jaki przyjęto stałość portfela. W formule wyznaczającej VaR nazwano go okresem przetrzymania stałego składu portfela. Wybrany okres przetrzymania w istotny sposób wpływa na wyliczoną wartość VaR; im dłuższy, tym większa wartość wskaźnika. Dlatego wybór długości okresu przetrzymania ma tak duże znaczenie dla kalkulacji tej miary ryzyka. W wielu przypadkach przyjmuje się jeden dzień, co ma uzasadnienie w tym, że większość aktywów będących w posiadaniu banków można upłynnić w ciągu jednego dnia. Nawet dla dużej części banków przeprowadzających duże transakcje handlowe całkowita zawartość portfela nie ulega w rzeczywistości zasadniczym zmianom w ciągu jednego dnia. Jeżeli więc nawet w rzeczywistości zdarzają się dłuższe okresy stabilności portfela, to przyjęcie założenia o stabilności jednostnowej jest od strony teoretycznej poprawne.

W formule VaR umieszczono parametr  $nsN$ , którego wielkość jest odczytywana z tablic rozkładu normalnego. Założenie o normalności rozkładu dotyczy empirycznego szeregu zmian cen aktywów finansowych. Przyjęcie założenia o rozkładzie ułatwia kwantyfikację zmienności na wymaganym poziomie ufności. Rozkład normalny jest najważniejszym rozkładem statystycznym i często przyjmuje się założenie o tym rozkładzie bez sprawdzania jego empirycznej zasadności. Przyjęcie założenia o normalności powoduje, że z równym prawdopodobieństwem należy oczekiwać zmiany cen w górę, jak i w dół, gdyż rozkład normalny jest symetryczny względem wartości przeciętnej. Odchylenie od normalności rozkładu można mierzyć za pomocą kurtozy i asymetrii. Kurtoza mierzy, w jakim stopniu dany rozkład jest wyższy i ma grubsze ogony w porównaniu z rozkładem normalnym. Miary asymetrii określają stopień asymetrii rozkładu względem wartości przeciętnej, czyli stopień przesuwania się masy prawdopodobieństwa ku jednemu z ogonów rozkładu. Przy wystąpieniu asymetrii należałoby do parametru  $nsN$  wprowadzić poprawkę lub ten parametr odczytać z tablic innego rozkładu, np.  $\chi^2$  czy  $t$ -Studenta.

Założenie o normalności rozkładu ma także tę zaletę, że rozkład normalny jest opisywany za pomocą takich mierników, jak odchylenie standardowe,

które jest najczęściej używaną miarą zmienności. Dla większości aktywów finansowych, będących przedmiotem obrotu, jest mało prawdopodobne, aby założenie normalności mogło doprowadzić do istotnych błędów w kalkulacji wskaźnika VaR, nawet gdyby rozkład rzeczywisty odbiegał nieco od rozkładu normalnego.

Wystąpienie potencjalnych błędów z powodu przyjęcia założenia o normalności rozkładu ma także mniejsze znaczenie dla takiego portfela, w którym występuje większa liczba składników. Wyjątek stanowią portfele zawierające opcje. Dlatego wraz ze wzrostem liczby składników w portfelu rozkład zmian cen będzie zawsze dążyć do rozkładu normalnego.

Najczęściej przyjmowany 95-procentowy współczynnik ufności oznacza, że tylko w ok. 5% przypadków bank może oczekiwać straty większej niż jej wartość wyliczona w VaR.

Ważną sprawą, do której definicja bezpośrednio nie nawiązuje, jest to, że VaR bierze pod uwagę efekty dywersyfikacji portfela. Ryzyko na portfelu jest zredukowane poprzez rozłożenie inwestycji na wiele składników. Ten efekt redukcji ryzyka jest w całości brany pod uwagę podczas liczenia VaR.

Kolejne założenie dotyczy niezależności cen, a mianowicie przyjmuje się, że zmiana cen w danym dniu nie jest zależna od zmiany cen w dniach poprzednich. Założenie to, podobnie jak założenie o normalności rozkładu, nie zawsze jest spełnione.

Wartość wskaźnika VaR, liczona w standardowy sposób, zapewnia prawidłową estymację statystyczną najbardziej prawdopodobnej straty na portfelu, w sytuacji gdy rynek zachowuje się „normalnie”. VaR nie radzi sobie dobrze w przypadku ekstremalnych zmian cen. W tych sytuacjach powinna być stosowana metoda testowania napięć jako uzupełnienie wskaźnika VaR. Metoda testowania napięć służy do ustalania wpływu ekstremalnych zmian cen na ryzyko bankowe.

Głównym zadaniem metody testowania napięć jest identyfikowanie scenariuszy rozwoju sytuacji, które mogą przynieść bankowi znaczne straty. Tak więc osoba zarządzająca ryzykiem powinna wskazać różne scenariusze postępowania jednostki w celu poprawienia poziomu ryzyka. Obydwie metody łącznie umożliwiają wskazanie dróg zmniejszenia ryzyka rynkowego.

Jedną z głównych zalet VaR jest to, że metodę tę można stosować oddzielnie do wszystkich produktów będących przedmiotem obrotu. Wówczas możliwe jest bezpośrednie porównywanie ryzyka występującego w różnych obszarach działalności jednostki. Jeśliby zastosować tę metodę do pomiaru ryzyka dla wszystkich obszarów operacji handlowych, wówczas uzyskuje się jedną liczbę wyrażającą ryzyko, na jakie narażone są wszystkie rodzaje transakcji razem wzięte. Żadnej z powyższych możliwości nie zapewniają

tradycyjne mierniki oparte na badaniu wrażliwości (np. współczynnik  $\beta$  czy odchylenie standardowe).

Oprócz pokazanych zalet wskaźnika VaR, jego dość powszechne stosowanie w warunkach polskich wynika również ze standardów międzynarodowych. Obecnie ten miernik jest stosowany obligatoryjnie w krajach grupy G10. Organy regulacyjne tych państw wymagają od banków stosowania VaR jako punktu wyjścia przy wyliczeniu wysokości minimalnego wymaganego kapitału. W przeciwieństwie do wcześniej stosowanej metody standardowej, kwota wymaganego kapitału, wyliczana za pomocą VaR, jest znacznie niższa. Oznacza to, że banki mogą w większym stopniu wykorzystać efekt dźwigni finansowej (Best 2000, s. 23–26).

Chcąc zbudować miarodajny model VaR, konieczne jest uwzględnienie zmienności portfela i zastosowanie najlepszych dla danego przypadku miar zmienności. Właściwy wybór modelu zmienności będzie jednym z najważniejszych czynników wpływających na efektywność wskaźnika VaR.

Istnieją różne sposoby pomiaru zmienności portfela, a w związku z tym może być różne jej bezpośrednie oddziaływanie na zachowanie się modeli VaR. Najczęściej stosowane miary zmienności to:

- a) odchylenie standardowe;
- b) prosta kwadratowa średnia ruchoma zmienności;
- c) metoda percentyli (historyczna symulacja zmienności);
- d) wykładniczo ważona średnia ruchoma zmienności;
- e) modele GARCH.

Odchylenie standardowe (SD) mierzy dyspersję rozkładu, tzn. przeciętną odległość zmian cen od wartości średniej. Nieobciążony estymator odchylenia standardowego, obliczany dla próby statystycznej, wyraża się wzorem:

$$SD = \sqrt{\sum(x_t - \bar{x})^2 / (n - 1)},$$

gdzie:

- $x_t$  – wartości procentowych zmian cen w okresie  $t$ ,  $t = 1, 2, \dots, n$ ;  
 $\bar{x}$  – średnia wartość szeregu statystycznego.

Odchylenie standardowe wykorzystuje się do obliczania VaR marginalnego.

Pomiar zmienności za pomocą średniej ruchomej kwadratowej odbywa się podobnie jak z zastosowaniem odchylenia standardowego, ale przyjmuje się, że średnia wartość szeregu wynosi zero. Jeśli założymy, że wartość przeciętna zmian cen jest bliska zeru, średnia ruchoma da odpowiedź bardzo podobną do odchylenia standardowego i zachowa się prawie w identyczny sposób. Należy jednak zauważyć, że przyjmując dłuższy okres obserwacji, ta miara zmienności będzie się charakteryzowała większą stabilnością i będzie bardziej odporna na zmiany krótkoterminowe.

Metoda percentyli jest równie prosta i nie trzeba przyjmować żadnych założeń co do postaci rozkładu badanego szeregu czasowego. Szereg zmian cen powinien być uporządkowany rosnąco. Obok ustawia się szereg percentyli, odpowiadający tym zmianom. Wskaźnik zmienności wyznacza zmiana ceny odpowiadająca kwantylowi równemu wymaganiemu poziomowi ufności. Metodę tę powinno się wykorzystywać wówczas, gdy założenie o normalności rozkładu nie może być spełnione.

Rozważane dotychczas modele zmienności zakładały, że zmienność jest stała w danym czasie i dlatego przypisywały jednakowe wagi dla branych pod uwagę dziennych stóp zwrotu. Założenie to jest powszechnie akceptowane, mimo że w większości przypadków zmienność w szeregach finansowych nie jest stała. W rzeczywistości rynki finansowe najczęściej wykazują zmienność nieregularną, np. po okresie niskiej zmienności następuje okres wysokiej zmienności itp.

Przyjęcie założenia o zmiennych wagach najczęściej oznacza, iż informacje rynkowe z ostatniego okresu obserwacji dostarczają więcej informacji niż podobne informacje z okresów wcześniejszych. Wynika z tego, że aby uzyskać model zmienności, który precyzyjnie mierzy bieżący jej poziom, należałoby przypisać wyższe wagi dla najnowszych informacji rynkowych.

Dwa ostatnie modele zmienności nie zakładają stałej zmienności. Zarówno model z wagami wykładniczymi, jak i modele GARCH przyjmują, że w szeregach czasowych dochodów z aktywów finansowych występuje autokorelacja. W efekcie obydwie modele stosują wagi rosnące, tak więc są one najwyższe dla ostatnich obserwacji dochodów.

Pierwszy model zmienności, tworzony za pomocą średniej ruchomej z wagami wykładniczymi (Exponentially Weighted Moving Average – EWMA) jest ważnym elementem modelu VaR, znanego pod nazwą Risk Metrics (RM). W modelu tym zakłada się wykładniczy rozkład wag, przyjmując oczywiście najwyższą wagę dla ostatniej, czyli najnowszej obserwacji zmiany ceny na rynku kapitałowym. Należy także podkreślić, że EWMA jest metodą, która nie wymaga spełnienia założenia, że zmiany cen mają rozkład normalny.

Bank inwestycyjny J. P. Morgan stosuje EWMA rutynowo, gdyż uważa, iż zmienność cen aktywów nie jest stała w określonym czasie. Równanie do wyznaczenia zmienności ma postać:

$$\sigma = \sqrt{(1 - \lambda)\Sigma\lambda^t(X_t - \mu)^2},$$

gdzie:

$t = 1, 2, \dots, n;$

$\lambda$  – współczynnik starzenia się informacji;

$n$  – liczba dni wykorzystywanych do wprowadzenia zmienności;

$\mu$  – wartość przeciętna w przyjętym rozkładzie (zazwyczaj zakłada się, że wynosi ona zero dla dziennego VaR).

Współczynnik  $\lambda$  określa wysokość wag dla ostatnich dochodów, a także szybkość, z jaką miara zmienności powróci do niższego poziomu po zanotowaniu dużego dochodu. Niższy współczynnik  $\lambda$  przypisuje wyższą wagę ostatnim dochodom, a także pozwala, aby miara zmienności szybko powróciła do poprzedniego poziomu.

Ponieważ wagi zmian cen dla każdego dnia nigdy nie osiągają zera, wielkość  $n$  można wyznaczać do nieskończoności. W praktyce wskaźniki wag szybko zmniejszają się i lokują się w pobliżu zera.

Równanie dla zmienności ważonej wykładniczo można zapisać także jako:

$$\sigma = \sqrt{(\lambda\sigma_{t-1}^2 + (1-\lambda)X_t^2)}.$$

Ta postać równania jest bezpośrednio porównywalna z równaniem GARCH. Wybór współczynnika  $\lambda$  ma istotne znaczenie i wpływa na zachowanie się modelu.

J. P. Morgan stosuje współczynnik starzenia się informacji 0,94 dla dziennych wskaźników zmienności, a 0,97 dla miesięcznych. Przy współczynniku 0,94 efektywnie korzysta się z okresu obserwacji, wynoszącego ok. 30 dni. Względne wagi dni już są bardzo niskie. Natomiast dla współczynnika 0,97 efektywny okres obserwacji sięga 100 dni. Dlatego stosując ten ostatni poziom, uzyskamy średnią zmienność wyznaczoną z dłuższego okresu. Ogólna liczba dni z danymi, niezbędna dla zapewnienia określonego poziomu dokładności dla EWMA, jest wyznaczana z ilorazu logarytmu wymaganej dokładności przez współczynnik starzenia się informacji:

Metoda GARCH (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedastic) jest szeroko stosowana na rynkach finansowych i istnieje wiele jej odmian. Przedstawiony tu model GARCH jest metodą pierwotnie zaproponowaną przez Bollersleva. Równanie dla podstawowego modelu GARCH ma postać:

$$\sigma_t = \sqrt{\omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + \alpha X_{t-1}^2},$$

gdzie:

$\alpha$ ,  $\beta$  i  $\omega$  – parametry oszacowane;

$\alpha + \beta$  – zwane „poświatą”, nie mogą być większe niż 1.

Szacowanie parametrów modelu GARCH nie jest procesem prostym. Estymacja wymaga maksymalizowania funkcji wiarygodności. Zazwyczaj konieczny jest dostęp do danych statystycznych za okres przynajmniej trzech lat. W praktycznych zastosowaniach parametry modelu GARCH powinny być przeliczane systematycznie raz w miesiącu. W przypadku dużej liczby instrumentów, oznacza to konieczność wykonywania wielu

pracochłonnych obliczeń. Dodatkowo należy zauważyć, że występowanie ekstremalnych zmian cen może spowodować kłopoty wynikające z powodu braku zbieżności funkcji największej wiarygodności.

Najbardziej użyteczną cechą modelu GARCH wydaje się to, że uwzględnia on zjawisko „powrotu do średniej”. Wspomniane zjawisko ma związek z faktem, iż wartość niektórych aktywów finansowych oscyluje wokół pewnej długoterminowej wartości nawet w okresach długich.

Wskaźniki zmienności zachowują się podobnie. Dwa parametry GARCH  $\alpha$  i  $\beta$  rozpatrywane łącznie (poświata), będą określać, jak długo pojedyncza zmiana cen będzie wpływać na prognozy zmienności. Im wyższa poświata, tym dłużej zmiana cen będzie wpływać na szacunki zmienności. Wysoka wartość poświaty oznacza także wyższą średnią zmienność.

### 3. KRAŃCOWE WARTOŚCI VaR

Sposób właściwego potraktowania akcji zależy od ich liczby w portfelu. Zdywersyfikowane portfele mogą zawierać wiele akcji. Można wówczas uznać, że ryzyko specyficzne jest zdywersyfikowane, dlatego można je zignorować i przedstawić te akcje jako ekwiwalentną pozycję opartą na indeksie (Best 2000, s. 80–151). Wtedy do pomiaru wartości narażonej na ryzyko służy nam krańcowe VaR, które definiuje się jako miarę zmian VaR portfela na skutek dodania dodatkowej jednostki do składu portfela. VaR może być rozpatrywany z punktu widzenia inwestora instytucjonalnego, który ma zdywersyfikowany portfel i dokupuje do niego dodatkowe aktywa. W tym przypadku wartość narażona na ryzyko jest blisko związana z parametrem  $\beta$  i wyraża się wzorem (Dai Bo 2001, s. 16–17):

$$\Delta VaR_i = (nsN) \times \beta_i \times \sigma_p$$

gdzie:

- $\beta_i$  – beta dla  $i$ -tego składnika portfela;
- $\sigma_p$  – odchylenie standardowe portfela  $p$ .

### 4. PRZYKŁAD EMPIRYCZNY

Stosowane w systemie bankowym (nie tylko polskim) fuzje i przejęcia, mają na celu tworzenie banków silnych, o większych aktywach. Można zatem oczekiwać, że ryzyko w takich bankach będzie mniejsze niż w małych, słabych bankach. Żeby sprawdzić tę hipotezę, podjęto badanie dla kilku



polskich banków, które w ostatnich latach przeszły proces fuzji. Za pomocą opisanego wskaźnika VaR postaramy się sprawdzić, czy fuzje i przejęcia w systemie bankowym wpłynęły na redukcję ryzyka. W tym celu przeprowadzono dwa scenariusze badania. W pierwszym przypadku interesował nas inwestor indywidualny, który kupuje akcje pewnego banku jeszcze przed fuzją. Wyznaczając wartości wskaźnika VaR przed fuzją i po fuzji, możemy stwierdzić, że przeprowadzenie fuzji było korzystne z punktu widzenia naszego inwestora, jeśli wielkość VaR uległa zmniejszeniu. Gdy wartość VaR wzrośnie, będzie to oznaczać, że jego akcje należące teraz do nowego, większego banku niosą ze sobą większe ryzyko. Inwestor indywidualny nie ma najczęściej zdywersyfikowanego portfela toteż przy obliczaniu VaR oparto się przede wszystkim na mierze zmienności, jaką jest odchylenie standardowe, przy założeniu o rozkładzie normalnym stopy zwrotu. W ten sposób przebadano następujące połączenia banków:

- a) PBK i BPH;
- b) BRE i PBR;
- c) BIG i Bank Gdański;
- d) WBK i BZ;
- e) BSK i ING.

Nie wszystkie z wymienionych banków, które weszły w alians, były notowane wcześniej na Giełdzie Papierów Wartościowych. Bankami nienotowanymi były: Bank Zachodni i Bank ING.

Przeprowadzone dalej badanie zostało oparte na szeregach czasowych różnej długości dla wymienionych wcześniej aliansów bankowych. Przyjęcie obserwacji z tych samych przedziałów czasowych było niemożliwe, gdyż fuzje poszczególnych banków zostały przeprowadzone w różnych terminach. Poza tym poszczególne banki miały różne terminy wejścia na giełdę, a więc i różne okresy ich notowań. Wyniki badania dla wszystkich rozpatrywanych banków zawiera tabela 1.

Pierwszy rozpatrywany przypadek to połączenie banków PBK i BPH. Badanie oparto na szeregu czasowym od stycznia 2001 r. do stycznia 2002 r. oraz od stycznia 2002 r. do stycznia 2003 r. Szeregi zawierały po 48 obserwacji. Brano pod uwagę tygodniową stopę zwrotu. Obliczony VaR wyniósł odpowiednio: dla PBK – 0,2212, dla BPH – 0,2266 i po połączeniu dla PBK-BPH – 0,2607. Oznacza to, że wartość portfela złożonego z akcji PBK była w 22,12% narażona na ryzyko straty oraz dla portfela złożonego z akcji BPH – w 22,66%, a dla portfela, który został utworzony po połączeniu obu banków, wskaźnik ten wynosi 26,07%. Jak wynika z powyższych obliczeń, w tym przypadku fuzja banków spowodowała wzrost wartości narażonej na ryzyko dla jednoskładnikowego portfela inwestora indywidualnego.

Tabela 1. Wyniki zbiorcze VaR i VaR krańcowe dla badanych banków

Banki	VaR przed fuzją	VaR po fuzji	VaR krańcowe przed fuzją	VaR krańcowe po fuzji
PBK	0,2212	0,2607	0,0266	0,1743
BPH	0,2266		0,0348	
BRE	0,3184	0,3151	0,0244	0,0619
PBR	0,3310		-0,0056	
BIG	0,2391	0,6563	0,0671	0,1937
Bank Gdański	0,2752		0,0549	
WBK	0,2168	0,2654	0,0193	0,0643
BSK	0,2365	0,1627	0,0163	0,0293

Źródło: opracowanie własne na podstawie informacji z rynku kapitałowego.

Drugim przypadkiem jest połączenie banków BRE i PBR. Badanie oparto również na tygodniowych stopach zwrotu. Szereg czasowy liczył 151 obserwacji. Przed fuzją szereg czasowy objął okres od lipca 1995 r. do lipca 1998 r. i okres po fuzji od sierpnia 1998 r. do października 2001 r. VaR wyniósł odpowiednio: dla BRE – 0,3184 i dla PBR – 0,3310 oraz dla BRE po fuzji – 0,3151. Przedstawione wyniki wskazują, iż w tym przypadku wartość portfela, narażona na ryzyko, nieco zmalała do 31,51% przy wyjściowych wartościach 31,84% i 33,10%. Oznacza to, że efektem połączenia obu banków była m.in. niewielka redukcja ryzyka portfela aktywów powstałego nowego banku, co miało natychmiastowe przełożenie na notowania giełdowe i tym samym na zmniejszone ryzyko straty dla inwestora indywidualnego.

Kolejny opisany przypadek to połączenie BIG Banku z Bankiem Gdańskim. Obliczenia przeprowadzono dla przedziałów czasowych: styczeń 1996 r. – wrzesień 1997 r. i październik 1997 r. – lipiec 1999 r., tj. po 86 obserwacji. Otrzymano następujące wyniki: BIG Bank – 0,2391, Bank Gdański – 0,2752 i po połączeniu BIG Bank Gdański (obecnie Bank Millennium) – 0,6563. Jak widać, w tym przypadku wartość narażona na ryzyko wzrosła znacząco właśnie po fuzji (niemal trzykrotnie). Dla inwestora indywidualnego rozpatrującego tylko ryzyko związane z posiadaniem danego portfela nie jest to korzystna sytuacja.

W dwóch ostatnich przypadkach przejęć sytuacja jest nieco odmienna od poprzednich. Przed fuzją tylko jeden bank wchodzący w skład połączenia był notowany na giełdzie i dlatego też VaR przed fuzją można było obliczyć tylko dla jednego z nich. Szeregi czasowe obejmowały 74 obserwacje

w przedziale czasowym: listopad 1999 r. – czerwiec 2001 r. oraz lipiec 2001 r. – styczeń 2003 r. Dla WBK otrzymano wynik – 0,2168 i dla BZWBK – 0,2654. Oznacza to wzrost wartości możliwej straty na portfelu zawierającym akcje BZWBK i z tego punktu widzenia połączenie nie było efektywne.

Kolejnym rozpatrywanym przypadkiem była fuzja BSK i ING. Obliczenia przeprowadzono na podstawie szeregów czasowych zawierających po 58 obserwacji przed i po fuzji (lipiec 2000 r. – październik 2001 r. i listopad 2001 r. – styczeń 2003 r.). Dla portfela złożonego z akcji BSK otrzymano VaR – 0,2365, a dla portfela powstałego po połączeniu banków INGBSK – 0,1627. Dla inwestora indywidualnego oznacza to znaczną redukcję możliwości wystąpienia straty na portfelu i pod tym względem powyższe połączenie banków było korzystne.

Na pięć opisanych połączeń banków tylko dwa były korzystne dla inwestora indywidualnego, rozpatrując wartość narażoną na ryzyko wystąpienia straty na danym portfelu.

Drugim scenariuszem jest podejście z punktu widzenia inwestora instytucjonalnego, którego dotychczasowy portfel był już mocno zdywersyfikowany. W naszym przypadku jest to portfel rynkowy i zakładamy, że inwestor dokupuje do niego akcje poszczególnych banków. Wagi poszczególnych składników tego portfela to 30% akcji danego banku i 70% akcji pozostałych (notowania WIG). Miarą, którą posłużono się do obliczenia zmian VaR w miarę dokupywania akcji danego banku, jest VaR krańcowe. Tak jak w poprzednim scenariuszu, badaniu poddano te same banki, w tych samych przedziałach czasowych, opierając się na tej samej liczbie obserwacji. Wyniki, jakie uzyskano, były następujące dla pierwszej pary PBK i BPH. Przed połączeniem VaR krańcowe wynosiło 0,0266 dla PBK i 0,0348 dla BPH, natomiast po połączeniu 0,1743, co oznacza, że z punktu widzenia inwestora instytucjonalnego wartość narażona na stratę wzrosła z ok. 3% do ponad 17%.

Odpowiednio dla kolejnej pary wartości VaR krańcowego wyniosły: dla BRE – 0,0244 i PBR – 0,0056 oraz dla portfela złożonego z WIG i akcji BRE banku po połączeniu – 0,0619. W tym przypadku wartość VaR krańcowego również wzrosła na niekorzyść inwestora instytucjonalnego.

Podobne wyniki otrzymano dla fuzji BIG z Bankiem Gdańskim, gdzie przed połączeniem VaR krańcowe dla BIG wynosiło 0,0671, dla Banku Gdańskiego – 0,0549, a dla BIG Banku Gdańskiego – 0,1937.

Ostatnie dwa połączenia WBK i BZ oraz BSK i ING wypadły podobnie. W każdym opisanym przypadku wartość VaR krańcowego rosła po połączeniu banków w porównaniu do wartości wyjściowej przed ich fuzją.

Jak wynika z powyższych rozważań, różnice w wartościach VaR i VaR krańcowego, liczone przed fuzją, i po fuzji, są w większości przypadków

znaczące. Spodziewano się redukcji wartości narażonej na ryzyko straty po przeprowadzeniu połączenia banków. Niestety wyniki badania nie wskazują na taki efekt aliansu. Na podstawie otrzymanych wyników nie należy jednak wyciągać daleko idących wniosków, głównie ze względu na fakt, iż próby statystyczne, wykorzystane do badania, były zbyt krótkie. Jednak takie są nasze statystyki dotyczące rynku kapitałowego. Wykorzystano wszystkie obserwacje statystyczne, które istniały dla danego przypadku. Należy jeszcze zwrócić uwagę, że fuzje omawianych banków nie następowały w tym samym momencie, co oznacza, że nowe połączone jednostki rozpoczynały funkcjonowanie w zróżnicowanych (bardziej lub mniej sprzyjających) warunkach koniunktury rynkowej. Z tego względu trudno jest porównywać ze sobą poszczególne wyniki i na ich podstawie jednoznacznie wnioskować o efektach fuzji i przejęć. Przedstawione wyniki należy traktować jako przykład ilustracji zastosowanej metodologii badania efektów fuzji, a nie jako podstawę do wnioskowania statystycznego na przyszłość.

#### LITERATURA

- Association of Chartered Treasury Managers (2002), *Value at Risk for Hedge Funds*, 25 July.
- Best P. (2000), *Wartość narażona na ryzyko*, Dom Wydawniczy ABC, Kraków.
- Butler C. (2001), *Tajniki Value at Risk*, Liber, Warszawa.
- Dai Bo (2001), *Value at Risk*, Department of Mathematics, National University of Singapore.
- Haugen R. A. (1996), *Teoria nowoczesnego inwestowania*, WIG Press, Warszawa 1996.
- Jajuga K. (red.) (2000), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- Jajuga K., Kuziak K., Papla D. (2000), *Ryzyko rynkowe polskiego rynku akcji – value at risk i inne metody pomiaru*, [w:] Tarczyński W. (red.), *Rynek kapitałowy – skuteczne inwestowanie*, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin.
- Kolupa M. (1995), *Metody matematyczne dla bankowców*, Poltex, Warszawa.
- Tarczyński W. (2002), *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, PWE, Warszawa.
- Tarczyński W., Mojsiewicz M. (2001), *Zarządzanie ryzykiem*, PWE, Warszawa.

Nina Łapińska-Sobczak, Joanna Siempińska

#### VALUE-AT-RISK AND EFFECTS OF MERGERS AND ACQUISITIONS IN THE BANKING INDUSTRY

##### Summary

Financial institutions are exposed to different risks which should be systematically controlled to avoid a negative influence on their financial standing. One of risk measures is value-at-risk.

VaR allows for identification of risk sources and in turn methods to limit risk exposure. By definition it is a statistical risk measure which denotes a maximum loss to the portfolio with a specified probability. In economic terms it specifies an amount which can be lost in a specified period.

Apart from theoretical background of VaR, we show in the paper an empirical example for the Polish banking industry. In the empirical research we explore if mergers and acquisitions in the Polish banking sector lead to lower risk exposure from an investor's point of view. We have found that an answer is negative. We have shown that the risk change was insignificant following mergers and in several cases acquisitions led to growth of risk.