

Waldemar Tarczyński\* , Małgorzata Łuniewska\*\*

## PORTFELE KLASYCZNE, FUNDAMENTALNE I ZDYWERSYFIKOWANE POZIOMO – ANALIZA PORÓWNAWCZA

**Streszczenie.** Klasyczna teoria dywersyfikacji ryzyka jest związana z analizą portfelową i dotyczy zmniejszenia ryzyka portfela wskutek zwiększania liczby akcji w portfelu. Ten rodzaj dywersyfikacji nazywamy dywersyfikacją pionową.

Wychodząc z założenia, że analiza portfelowa jest techniką inwestowania długookresowego wyprowadzamy tezę, że zbiór spółek do budowy portfela powinien zostać stworzony w sposób uwzględniający to założenie. W efekcie proponujemy inny rodzaj dywersyfikacji ryzyka, który nazywamy dywersyfikacją poziomą.

W artykule, wykorzystując bazę danych uwzględniającą fundamentalne kryteria, za które przyjęto kondycję ekonomiczno-finansową spółki, zbudowano portfele na bazie trzech wybranych metod porządkowania liniowego, korzystając z modelu Markowitza do określenia ich struktury. Ponadto zbudowano portfele fundamentalne. Na podstawie badania empirycznego dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie za lata 2000–2002 została podjęta próba porównania i wskazania najlepszych metod w tym zakresie.

**Słowa kluczowe:** dywersyfikacja ryzyka, analiza portfelowa, fundamentalny portfel papierów wartościowych.

### 1. WPROWADZENIE

Zasadniczym motywem korzystania z technik analizy portfelowej na rynku kapitałowym jest możliwość dywersyfikacji ryzyka w sensie zaproponowanym przez Markowitza. W pracy Tarczyńskiego (2002b) wykazano zasadność takiego podejścia również w warunkach polskich. Z jednej strony dywersyfikacja ta polega na zmniejszeniu ryzyka portfela papierów wartościowych.

\*Prof. zw. dr hab., kierownik Katedry Ubezpieczeń i Rynków Kapitałowych, Uniwersytet Szczeciński.

\*\*Dr, adiunkt, Katedra Ubezpieczeń i Rynków Kapitałowych, Uniwersytet Szczeciński.

ciowych i jest efektem zwiększania liczby akcji w portfelu<sup>1</sup>. Z drugiej, strony znając stopę zwrotu i ryzyko walorów potencjalnie wchodzących w skład portfela, a także korzystając z efektu portfelowego stopy zwrotu i efektu portfelowego ryzyka, można już na wstępie określić parametry graniczne inwestycji, czyli najmniejszą spodziewaną stopą zwrotu oraz najwyższe możliwe ryzyko portfela<sup>2</sup>.

Jednym z głównych czynników, na jakie inwestor zwraca uwagę przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych na rynku, jest zatem historyczna informacja o stopie zwrotu i ryzyku, związanymi z danymi walorami. Przy czym należy pamiętać, że dochód z portfela bezpośrednio zależy od dochodu pojedynczych akcji wchodzących w jego skład, a pośrednio jest on też pochodną powiązania (korelacji) poszczególnych akcji ze sobą. W związku z tym w ramach analizy portfelowej należy rozwiązać zagadnienie optymalizacyjne, polegające na znalezieniu minimalnej wartości ryzyka portfela dla zadanej przez inwestora wartości spodziewanej stopy zwrotu. W efekcie otrzymuje się informacje, jakie akcje kupić i w jakich proporcjach. Za najbardziej uznane modele, prowadzące do rozwiązania tak sformułowanego zagadnienia, należy przyjąć klasyczne, modele Markowitza i Sharpe'a<sup>3</sup>.

Optymalnym przedziałem liczbowym, zaproponowanym przez Evansa i Archera dla spółek wchodzących do portfela i pozwalającym jednocześnie na dywersyfikację ryzyka pozarynkowego, jest przedział od 10 do 15<sup>4</sup>. Założenia te są zgodne z najnowszą analizą portfelową, co zostało potwierdzone licznymi badaniami z tego zakresu. Na podstawie badań przeprowadzonych dla polskiego rynku kapitałowego wynika, że dobrze zdywersyfikowany portfel otrzymuje się już dla 10 akcji<sup>5</sup>.

Klasyczne koncepcje portfela papierów wartościowych z punktu widzenia pragmatyki, są technikami analiz i dokonywania inwestycji długoterminowych. Jest to związane przede wszystkim z małą elastycznością i płynnością portfela papierów wartościowych. Bezcelowe jest konstruowanie portfela, gdy jego budowa może zająć czasami nawet kilka tygodni, a zmiana nastąpi np. po miesiącu. Z uwagi na ograniczoną płynność giełdy papierów wartościowych przekonstruowanie portfela w krótkim okresie jest niemożliwe. Wydaje się zatem oczywiste, że portfel papierów wartościowych powinien być konstruowany długoterminowo. Konieczne z tego punktu widzenia wydaje się wykorzystanie do tego celu metod analiz długookresowych i wykorzystanie ich w ramach analizy portfelowej.

<sup>1</sup> Zob. np.: Evans i Archer (1968); Dobbins, Frąckowiak i Witt, (1992); Tarczyński (1997).

<sup>2</sup> Zob. Tarczyński (1997, 2002a).

<sup>3</sup> Markowitz (1952), Sharpe (1970), Haugen (1996).

<sup>4</sup> Zob. np.: Evans i Archer (1968).

<sup>5</sup> Tarczyński (2002b).

W tym kontekście pomocne mogą się okazać metody, jakimi dysponuje analiza fundamentalna, a połączenie ich z metodami analizy portfelowej może być wykorzystywane do budowy portfela papierów wartościowych<sup>6</sup>. Jest to propozycja budowania fundamentalnego portfela papierów wartościowych, który będzie portfelem długoterminowym, uwzględniającym ważne zalety analizy fundamentalnej, czyli uwzględniającym rzeczywistą siłę spółek kosztem rezygnacji z podmiotów słabych z ekonomiczno-finansowego punktu widzenia, określanym mianem spółek spekulacyjnych. Tak zbudowany portfel powinien być stabilny i bezpieczny. Dla inwestorów długoterminowych zalety takiego podejścia są oczywiste. Zasadniczym kryterium podlegającym optymalizacji jest suma wartości syntetycznych miar opisujących siłę fundamentalną spółek wchodzących w skład portfela, ważona udziałami akcji w portfelu. Wartość tak pojmowanego kryterium jest maksymalizowana. Taka konstrukcja funkcji celu ma zapewnić stabilność i bezpieczeństwo portfela w długim okresie.

W artykule podjęto próbę porównania portfeli papierów wartościowych, zbudowanych z wykorzystaniem metod porządkowania liniowego oraz dla bazy spółek, ograniczonej do 20 wyselekcjonowanych podmiotów na podstawie metod wielowymiarowej analizy porównawczej. W ten sposób uwzględniona jest zaproponowana przez nas we wcześniejszych pracach dywersyfikacja ryzyka pionowa i pozioma<sup>7</sup>.

W artykule, wykorzystując wybrane metody porządkowania liniowego, syntetyczny miernik rozwoju *TMAI*, uogólnioną miarę odległości *GDM*, wskaźnik względnego poziomu rozwoju *BWZ* zbudowano portfele zgodnie z teorią Markowitza oraz portfele fundamentalne dla poszczególnych metod<sup>8</sup>. Celem jest próba oceny praktycznej użyteczności tych metod oraz zbudowanie ich klasyfikacji ze względu na efektywność mierzoną zrealizowaną stopą zwrotu.

## 2. OPIS METOD

Do zbudowania zbioru spółek najbardziej adekwatnych z fundamentalnego punktu widzenia uwzględniającego dywersyfikację poziomą na potrzeby konstruowania portfela papierów wartościowych o długoterminowym charakterze, wykorzystano trzy metody porządkowania liniowego: syntetyczny miernik rozwoju *TMAI*, uogólnioną miarę odległości *GDM* oraz metodę

<sup>6</sup> Propozycję konstruowania takiego portfela przedstawiono m.in. w pracach Tarczyńskiego (1995, 1997, 2002a).

<sup>7</sup> Tarczyński i Łuniewska (2002c, 2003a, 2003b, 2003c)

<sup>8</sup> Idea takiego portfela jest przedstawiona np. w pracach Tarczyński (2002a, 1995).

bez wzorca (względny poziomy rozwój) – sum standaryzowanych wartości *BWZ*.

Do wyznaczenia syntetycznego miernika rozwoju wykorzystano następujące wzory<sup>9</sup>:

$$TMAI_i = 1 - \frac{d_i}{d_0}, \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

gdzie:

$TMAI_i$  – syntetyczna miara rozwoju dla  $i$ -tego obiektu,

$d_i$  – odległość  $i$ -tego obiektu od obiektu wzorca wyznaczona według wzoru:

$$d_i = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j})^2}, \quad (i = 1, 2, \dots, n),$$

$d_0$  – norma zapewniająca przyjmowanie przez  $TMAI_i$  wartości z przedziału od 0 do 1:

$$d_0 = \bar{d} + a \cdot S_d$$

Wykorzystując relację (1) i informację, że  $0 \leq TMAI_i \leq 1$  oraz  $d_i > 0$ , można wyznaczyć graniczną wartość dla stałej  $a$ :

$$a \geq \frac{d_{i_{\max}} - \bar{q}}{S_d},$$

gdzie –  $d_{i_{\max}}$  jest to maksymalna wartość  $d_i$ .

W przypadku uogólnionej miary odległości GDM wykorzystano następujące wzory<sup>10</sup>:

$$d_{ik} = \frac{1}{2} - \frac{\sum_{j=1}^m w_j \cdot a_{ikj} + b_{kij} + \sum_{j=1}^m \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq i, k}}^n w_j \cdot a_{ilj} \cdot b_{klj}}{2 \cdot \left[ \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n w_j \cdot a_{ilj}^2 \cdot \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n w_j \cdot b_{klj}^2 \right]^{1/2}} \quad (2)$$

gdzie:

$d_{ik}$  – miara odległości,

$w_j$  – waga  $j$ -tej zmiennej spełniająca warunki:

$$w_j \in (0; m), \quad \sum_{j=1}^m w_j = m$$

<sup>9</sup> Zob. Tarczyński (2002a).

<sup>10</sup> Metoda ta została zaproponowana w pracy Walesiaka (2002).

Dla zmiennych mierzonych na skali ilorazowej stosowane jest podstawienie:

$$\begin{aligned} a_{ipj} &= x_{ij} - x_{pj} \quad \text{dla } p = k, l \\ b_{krj} &= x_{kj} - x_{rj} \quad \text{dla } r = i, l, \end{aligned}$$

gdzie  $x_{ij}$  ( $x_{kj}$ ,  $x_{lj}$ ) –  $i$ -ta ( $k$ -ta,  $l$ -ta) obserwacja na  $j$ -tej zmiennej.

W podejściu tym została wykorzystana idea uogólnionego współczynnika korelacji, który obejmuje współczynnik korelacji liniowej Pearsona i współczynnik korelacji zmiennych porządkowych *tau* Kendalla.

Ideę metody sum standaryzowanych wartości zastosowano do konstruowania wskaźnika względnego poziomu rozwoju. Wskaźnik ten wyznaczono korzystając z następujących wzorów<sup>11</sup>:

$$W_i = \frac{\sum_{j=1}^k z_{ij}}{\sum_{j=1}^k \max_i \{z_{ij}\}},$$

$$z_{ij} = x_{ij}^* + \left| \min_i \{x_{ij}^*\} \right|, \quad (3)$$

$$x_{ij}^* = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j},$$

gdzie:

$W_i$  – wskaźnik względnego poziomu rozwoju,

$x_{ij}$  – wartość  $j$ -tej cechy dla  $i$ -tego obiektu (zmiennej diagnostycznej),

$\bar{x}_j$ ,  $S_j$  – odpowiednio średnia arytmetyczna oraz odchylenie standardowe cechy o numerze  $j$ .

Wskaźnik ten podobnie jak *TMAI* jest unormowany i przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 1. Im bliższa 1 wartość miary, tym obiekt lepszy pod względem kryterium ogólnego. Dla zaproponowanych miar zastosowano podejście bez wag<sup>12</sup>. Wyniki wcześniejszych badań wskazują, że zastosowanie wag nie prowadzi do istotnego zróżnicowania wyników portfeli w wariantach z wagami i bez wag<sup>13</sup>. Do badania empirycznego metod zaproponowano dwa zestawy zmiennych diagnostycznych: dla banków i instytucji finansowych

<sup>11</sup> Pocięcha, Podolec, Sokołowski i Zając, (1988).

<sup>12</sup> Z badań prowadzonych w tym zakresie wynika, że różnice między uporządkowaniami w wariancie z wagami i bez wag przy wyróżnionych zestawach zmiennych praktycznie nie występują. Zob. Tarczyński i Łuniewska, (2003a).

<sup>13</sup> Zob. Tarczyński i Łuniewska, (2003a).

oraz dla pozostałych spółek. W przypadku banków zestaw cech diagnostycznych tworzą<sup>14</sup>:

- wskaźniki zyskowności: *ROE*, *ROA*;
- wskaźnik płynności: wskaźnik płynności bieżącej;
- wskaźniki bezpieczeństwa: współczynnik wypłacalności, kapitał własny/aktywa ogółem.

Dla pozostałych spółek wykorzystano następujące zmienne:

- wskaźniki zyskowności: *ROE*, *ROA*;
- wskaźnik płynności: wskaźnik płynności bieżącej;
- wskaźniki aktywności: rotacja należności, zapasów, zobowiązań oraz aktywów;
- wskaźnik zadłużenia: stopa zadłużenia.

Zmienne te są powszechnie dostępne i publikowane np. przez „Notorię Serwis” w układzie kwartalnym i rocznym dla wszystkich spółek, co sprawia, że analizy, jakie są proponowane w tym artykule, nie powinny sprawiać kłopotów związanych z dostępnością danych.

Z wyróżnionych zmiennych rotacja należności, zapasów i zobowiązań oraz stopa zadłużenia zostały potraktowane jako destymulanty. Wskaźnik płynności bieżącej dla spółek niefinansowych to nominata, a pozostałe zmienne przyjęto jako stymulanty.

Portfele klasyczne dla bazy spółek, otrzymanej na podstawie metod porządkowania liniowego, zbudowano na podstawie następujących wzorów:

$$S_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i \cdot x_j \cdot \text{cov}(x_i, x_j) \rightarrow \min$$

$$R_p \geq R_0,$$

$$\sum_{i=1}^n x_i = 1,$$

$$x_i \geq 0,$$

(4)

gdzie:

$S_p^2$  – wariancja portfela,

$x_i, x_j$  – udziały akcji w portfelu,

$n$  – liczba akcji w portfelu,

$R_p$  – stopa zwrotu z portfela,

$R_0$  – zadany poziom stopy zwrotu z portfela, dla którego jest minimalizowana wariancja portfela.

<sup>14</sup> Zob. np. Tarczyński (2002a).

Portfele fundamentalne z kolei zbudowano na podstawie modelu:

$$\begin{aligned}
 MPL &= \sum_{i=1}^n x_i \cdot MPL \rightarrow \max \\
 \sum_{i=1}^n R_i \cdot x_i &\geq R_0, \\
 \sum_{i=1}^n S_i \cdot x_i &\leq S, \\
 \sum_{i=1}^n x_i &= 1, \\
 x_i &\geq 0,
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

gdzie:

$MPL$  – symbol metody porządkowania liniowego ( $TMAI$ ,  $GDM$  lub  $BWZ$ ),

$R_0$ ,  $S$  – stopa zwrotu i ryzyko przyjęte na poziomie ustalonym arbitralnie przez inwestora zgodnie z jego preferencjami.

W przypadku  $TMAI$  i  $BWZ$  funkcja celu była maksymalizowana, natomiast dla  $GDM$  minimalizowana. Wartości  $R_0$  przyjęto w wariantach od 0,001 do 0,01 ze skokiem 0,001. Poziom  $S$  przyjęto jako średnią wartość z ryzyka spółek tworzących bazę dla potrzeb budowy portfeli.

### 3. PRZYKŁAD

Badaniu poddano wszystkie spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych od stycznia 2000 r. do grudnia 2002 r. (157 spółek). Na podstawie danych pochodzących z „Notoria Serwis” (2003, 1(39)) dla zmiennych i metod wyróżnionych w poprzednim paragrafie zbudowano klasyfikacje. Chcąc uwzględnić siłę fundamentalną spółek w latach 2000–2002, wyznaczono średnią arytmetyczną z wielkości wskaźników ekonomiczno-finansowych i taki poziom zmiennych stał się podstawą wyznaczania drugiego wariantu miar syntetycznych. Przyjęcie wielkości średniej jest w tym przypadku traktowane jako wypadkowa poziomu rozwoju spółek w analizowanym okresie. Założono, że dla każdej metody do bazy spółek dla budowy portfela wprowadzonych zostanie po 15 najlepszych spółek i po 5 najlepszych banków.

W tabelach 1–3 zamieszczono wyniki otrzymane według metod porządkowania liniowego, nazwy spółek i odległości w latach 2000–2002 oraz dla

Tabela 1. Spółki wybrane do bazy danych według metody GDM wraz z odległościami

GDM							
2000		2001		2002		średnia	
ELEKTRIM	0,1305	ELEKTRIM	0,1021	ELBUDOWA	0,1195	IGROUP	0,0972
LTL	0,2569	IGROUP	0,1400	ENMONTPN	0,1974	ELEKTRIM	0,1509
ZYWIEC	0,3189	SZEPTTEL	0,1568	HYDROTOR	0,2417	GANT	0,1996
IGROUP	0,3189	ATLANTIS	0,1670	LENTEX	0,2583	LTL	0,2843
ORBIS	0,3248	YAWAL	0,2286	DROSED	0,3174	ZYWIEC	0,2907
EFEKT	0,3403	AGROS	0,2367	FORTE	0,3193	ORBIS	0,2931
TP	0,3477	ZYWIEC	0,2504	MOST_ZAB	0,3317	MOST_EXP	0,3017
COMARCH	0,3481	SWARZEDZ	0,2741	POZMEAT	0,3539	PAGED	0,3024
AGORA	0,3495	STRZELEC	0,2772	ORFE	0,3579	ATLANTIS	0,3077
ZEG	0,3553	MOST_EXP	0,2931	NOVITA	0,3641	AGORA	0,3100
LDA	0,3558	ORBIS	0,3001	RAFAKO	0,3738	SWIECIE	0,3123
SOFTBANK	0,3569	AGORA	0,3071	MASTERS	0,3776	PROKOM	0,3148
KGHM	0,3574	SWIECIE	0,3113	MITEX	0,3833	EFEKT	0,3167
PROKOM	0,3578	HYDROTOR	0,3121	ROLIMPEX	0,3839	COMARCH	0,3259
STOMIL_S	0,3597	SOFTBANK	0,3137	KRAKCHEM	0,3868	KETY	0,3286
NORDEA	0,1603	FORTIS	0,2345	HANDLOWY	0,1290	HANDLOWY	0,1659
DB24	0,2472	DB24	0,2504	FORTIS	0,1328	NORDEA	0,1706
HANDLOWY	0,3502	HANDLOWY	0,2572	BIG_BG	0,1371	DB24	0,2428
BPH_PBK	0,3773	BCZESTO	0,3310	PEKAO	0,2113	FORTIS	0,2977
BRE	0,4039	PEKAO	0,3794	BSK	0,2606	BIG_BG	0,3952

Źródło: obliczenia własne.



Tabela 2. Spółki wybrane do bazy danych według metody *TMAI* wraz z odległościami

<i>TMAI</i>							
2000		2001		2002		średnia	
ELEKTRIM	0,4256	ELEKTRIM	0,7183	IGROUP	0,5047	IGROUP	0,5001
LTL	0,3781	SZEPTEL	0,4189	ELEKTRIM	0,4810	GANT	0,3295
ZYWIEC	0,3433	LTL	0,3969	GANT	0,3115	ELEKTRIM	0,3104
IGROUP	0,3429	ZYWIEC	0,3719	LTL	0,2395	LTL	0,2718
ORBIS	0,3401	STRZELEC	0,3541	PAGED	0,2297	ORBIS	0,2671
EFEKT	0,3333	ATLANTIS	0,3334	AGORA	0,2093	MOST_EXP	0,2608
TP	0,3296	HYDROTOR	0,3323	ORBIS	0,2067	PAGED	0,2594
COMARCH	0,3295	ORBIS	0,3322	MOST_EXP	0,2057	ATLANTIS	0,2569
AGORA	0,3290	ZEG	0,3302	SWIECIE	0,2054	AGORA	0,2553
ZEG	0,3261	MUZA	0,3264	SUWARY	0,2027	ZREW	0,2553
SOFTBANK	0,3255	EFEKT	0,3259	PROKOM	0,2019	SWIECIE	0,2540
KGHM	0,3253	BEDZIN	0,3247	ZYWIEC	0,2013	PROKOM	0,2525
PROKOM	0,3252	TP	0,3246	INSTAL_K	0,1998	EFEKT	0,2508
STOMIL_S	0,3245	RELPOL	0,3241	ZREW	0,1995	COMARCH	0,2455
JELFA	0,3244	MOST_EXP	0,3237	MOST_WWA	0,1994	KETY	0,2438
NORDEA	0,5511	DB24	0,4843	HANDLOWY	0,5911	HANDLOWY	0,5806
DB24	0,4754	HANDLOWY	0,4215	FORTIS	0,5888	DB24	0,5552
HANDLOWY	0,4270	FORTIS	0,3498	BIG_BG	0,5874	FORTIS	0,5171
BPH_PBK	0,4122	BPH_PBK	0,3462	PEKAO	0,5103	PEKAO	0,4235
BIG_BG	0,3969	PEKAO	0,2631	BSK	0,4712	BIG_BG	0,4233

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Spółki wybrane do bazy danych według metody *BWZ* wraz z odległościami

<i>BWZ</i>							
2000		2001		2002		średnia	
ORBIS	0,7822	CSS	0,8817	IGROUP	0,8370	IGROUP	0,8295
ZREW	0,7763	LDA	0,8118	ELEKTRIM	0,8051	ORBIS	0,8226
SOFTBANK	0,7744	OPTIMUST	0,8077	AGORA	0,7998	SWIECIE	0,8078
OLAWA	0,7738	PEKABEX	0,8061	ZREW	0,7935	AGORA	0,8067
AGORA	0,7728	ZREW	0,8059	INSTAL_K	0,7894	ZREW	0,8067
REMAK	0,7722	HOWELL	0,8051	SUWARY	0,7891	GROCLIN	0,8046
EFEKT	0,7687	BEST	0,8047	SWIECIE	0,7880	INSTAL_K	0,8007
PROCHEM	0,7685	ORFE	0,8044	HDBUD_SL	0,7864	PROKOM	0,7972
COMARCH	0,7684	JELFA	0,8042	ORBIS	0,7855	PROCHEM	0,7970
MITEX	0,7665	SKOTAN	0,8041	MOST_WWA	0,7811	HDBUD_SL	0,7958
INSTAL_K	0,7662	LTL	0,8026	PROJPRZM	0,7803	REMAK	0,7951
STOMIL_S	0,7657	TONSIL	0,8007	REMAK	0,7801	KETY	0,7915
SWIECIE	0,7645	ELMONTWA	0,8003	PROCHEM	0,7800	UNIMIL	0,7899
KGHM	0,7631	PEMUG	0,8001	SANWIL	0,7797	COMPLAND	0,7894
HDBUD_SL	0,7627	GANT	0,8000	GRAJEWO	0,7783	COMARCH	0,7892
NORDEA	0,7496	DB24	0,7350	FORTIS	0,8237	NORDEA	0,7523
DB24	0,6033	HANDLOWY	0,6797	BIG_BG	0,7734	DB24	0,6873
BRE	0,5574	BPH_PBK	0,6126	HANDLOWY	0,7550	HANDLOWY	0,6698
HANDLOWY	0,5453	PEKAO	0,6091	NORDEA	0,7150	FORTIS	0,6264
BPH_PBK	0,5449	FORTIS	0,5974	BSK	0,6623	PEKAO	0,5932

Źródło: obliczenia własne.

średniej, z miar syntetycznych przyjęte do dalszej analizy. Górna część tabel dotyczy spółek niefinansowych, dolna spółek z sektora finansowego. Dla tak wyselekcjonowanych grup spółek w analizowanych okresach zbudowano portfele, wykorzystując do tego celu podejście Markowitza. Zatem minimalizowano poziom ryzyka portfela (odchylenie standardowe portfela) dla zadanego poziomu stopy zwrotu. Chcąc zapewnić porównywalność poszczególnych metod z portfelami fundamentalnymi, budowano wszystkie portfele dla oczekiwanych stóp zwrotu, poczynając od 0,001 do 0,01, co 0,001. Wyniki obliczeń zamieszczono w tabelach 4–6. Tradycyjnym już problemem jest określenie, który z efektywnych portfeli jest optymalny dla danego inwestora. Proponuje się tu wiele podejść i koncepcji wyboru. Jedną z nich, jaką wykorzystano w niniejszym artykule, jest propozycja wyboru portfela o najmniejszym współczynniku zmienności. Jest to taki portfel, dla którego relacja ryzyko – stopa zwrotu jest relatywnie najkorzystniejsza.

Współczynniki zmienności dla otrzymanych portfeli zamieszczono w tabeli 7. Pogrubionym drukiem wyróżniono portfele najlepsze w sensie tego kryterium w każdym badanym okresie i dla każdej metody. W tabeli 8 zamieszczono parametry fundamentalnych portfeli dla 2002 r. wraz z ich współczynnikami zmienności.

Do porównań przyjęto portfele o najmniejszej wartości współczynnika zmienności. W tabeli 9 zamieszczono składy i parametry (oczekiwaną stopę zwrotu i ryzyko) dla wybranych portfeli. W latach 2000–2001 są to portfele dla średniego poziomu stopy zwrotu i ryzyka w warunkach ograniczających. Dla roku 2002 przedstawiono portfele fundamentalne o takiej samej oczekiwanej stopie zwrotu, jak dla podejścia klasycznego, na bazie dywersyfikacji poziomej, wybrane na podstawie najmniejszego współczynnika zmienności portfela oraz najlepsze ze względu na swój współczynnik zmienności (dolna część tabeli 9).

Z danych zamieszczonych w tabeli 9 wynika, że składy poszczególnych portfeli fundamentalnych wyraźnie różnią się między sobą, co świadczy o dużej niestabilności rynku. Struktura poszczególnych portfeli jest prawidłowa. Najmniej liczny to 1 spółka, najbardziej 3. Oczywiście w przypadku gdy w skład portfela wchodzi 1 spółka, nie można mówić o dywersyfikacji ryzyka i zasadniczy cel budowy portfela nie jest spełniony. Sytuacja taka jest możliwa wówczas, gdy jedna ze spółek wyraźnie dominuje nad pozostałymi zarówno pod względem kondycji ekonomiczno-finansowej, jak i średniej stopy zwrotu i ryzyka. Chcąc wyeliminować takie sytuacje, można wprowadzić dodatkowe warunki ograniczające przy budowie modelu fundamentalnego, np. na liczbę spółek, która powinna być większa lub równa 2 i mniejsza niż 10. Warto zauważyć, że przedział ten czyni zadość warunkowi dywersyfikacji pionowej, ponieważ największy spadek ryzyka odnotowuje się zwiększając liczbę akcji z 1 do 5. Z kolei zwiększanie liczby akcji powyżej 10 daje efekty zbyt małe (przyrost stopy zwrotu w stosunku do przyrostu ryzyka), aby było to celowe.

Tabela 4. Parametry portfeli – metoda *GDM*

$R_p$	Ryzyko portfela $S_p$			
	2000	2001	2002	średnia
0,0010	0,0174	0,0216	0,0108	–
0,0020	0,0175	0,0220	0,0113	–
0,0030	0,0183	0,0229	0,0117	0,0133
0,0040	0,0195	0,0245	0,0126	0,0135
0,0050	0,0211	0,0271	0,0141	0,0144
0,0060	0,0233	0,0312	0,0163	0,0158
0,0070	0,0264	0,0382	0,0192	0,0178
0,0080	0,0305	0,0530	0,0228	0,0202
0,0090	0,0356	0,0727	0,0269	0,0230

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Parametry portfeli – metoda *TMAI*

$R_p$	Ryzyko portfela $S_p$			
	2000	2001	2002	średnia
0,0010	0,0175	0,0197	–	0,0141
0,0020	0,0177	0,0201	–	0,0141
0,0030	0,0184	0,0212	0,0135	0,0143
0,0040	0,0196	0,0233	0,0135	0,0149
0,0050	0,0212	0,0266	0,0137	0,0161
0,0060	0,0234	0,0323	0,0141	0,0178
0,0070	0,0265	0,0465	0,0147	0,0200
0,0080	0,0307	0,0683	0,0158	0,0225
0,0090	0,0358	0,0930	0,0170	0,0253

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6. Parametry portfeli – metoda *BWZ*

$R_p$	Ryzyko portfela $S_p$			
	2000	2001	2002	średnia
0,0010	0,0172	0,0155	–	–
0,0020	0,0169	0,0161	0,0109	0,0124
0,0030	0,0170	0,0170	0,0110	0,0124
0,0040	0,0176	0,0181	0,0115	0,0126
0,0050	0,0188	0,0196	0,0124	0,0130
0,0060	0,0210	0,0214	0,0137	0,0136
0,0070	0,0243	0,0237	0,0154	0,0145
0,0080	0,0296	0,0267	0,0173	0,0156
0,0090	0,0404	0,0267	0,0184	0,0261

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 7. Współczynniki zmienności dla wyznaczonych portfeli

$R_p$	<i>GDM</i>				<i>TMAI</i>				<i>BWZ</i>			
	2000	2001	2002	średnia	2000	2001	2002	średnia	2000	2001	2002	średnia
0,0010	17,40	21,60	10,80	–	17,50	19,70	–	14,10	17,20	15,50	–	–
0,0020	8,75	11,00	5,65	–	8,85	10,05	–	7,05	8,45	8,05	5,45	6,20
0,0030	6,10	7,63	3,90	4,43	6,13	7,07	4,50	4,77	5,67	5,67	3,67	4,13
0,0040	4,88	6,13	3,15	3,38	4,90	5,83	3,38	3,73	4,40	4,53	2,88	3,15
0,0050	4,22	5,42	2,82	2,88	4,24	<b>5,32</b>	2,74	3,22	3,76	3,92	2,48	2,60
0,0060	3,88	<b>5,20</b>	<b>2,72</b>	2,63	3,90	5,38	2,35	2,97	3,50	3,57	2,28	2,27
0,0070	<b>3,77</b>	5,46	2,74	2,54	<b>3,79</b>	6,64	2,10	2,86	<b>3,47</b>	3,39	2,20	2,07
0,0080	3,81	6,63	2,85	<b>2,53</b>	3,84	8,54	1,98	2,81	3,70	3,34	2,16	<b>1,95</b>
0,0090	3,96	8,08	2,99	2,56	3,98	10,33	<b>1,89</b>	<b>2,81</b>	4,49	<b>2,97</b>	<b>2,04</b>	2,90

Źródło: obliczenie własne.

Tabela 8. Parametry portfeli fundamentalnych dla 2002 r.  
wraz z ich współczynnikami zmienności

$R_p$	<i>TMAI</i>	<i>GDM</i>	<i>BWZ</i>	<i>TMAI</i> <i>śr</i>	<i>GDM</i> <i>śr</i>	<i>BWZ</i> <i>śr</i>
	Ryzyko $S_p$					
0,0010	–	0,0177	0,0432	0,0193	0,0200	0,0509
0,0020	0,0193	0,0191	0,0441	0,0193	0,0193	0,0504
0,0030	0,0222	0,0222	0,0455	0,0222	0,0182	0,0500
0,0040	0,0368	0,0368	0,0473	0,0368	0,0177	0,0497
0,0050	0,0462	0,0467	0,0476	0,0469	0,0179	0,0495
0,0060	0,0394	0,0413	0,0444	0,0417	0,0190	0,0495
0,0070	0,0347	0,0377	0,0420	0,0373	0,0206	0,0495
0,0080	0,0329	0,0366	0,0404	0,0341	0,0228	0,0497
0,0090	<b>0,0347</b>	0,0380	0,0397	0,0324	0,0253	0,0501
0,0100	0,0394	<b>0,0419</b>	0,0400	<b>0,0326</b>	<b>0,0281</b>	0,0505
0,0150	–	–	<b>0,0400</b>	–	–	–
0,0250	–	–	–	–	–	<b>0,0687</b>
$R_p$	<i>TMAI</i>	<i>GDM</i>	<i>BWZ</i>	<i>TMAI</i> <i>śr</i>	<i>GDM</i> <i>śr</i>	<i>BWZ</i> <i>śr</i>
	Współczynniki zmienności portfeli fundamentalnych					
0,0010	–	17,69	43,24	19,29	19,99	50,93
0,0020	9,64	9,57	22,05	9,64	9,65	25,20
0,0030	7,39	7,39	15,15	7,39	6,06	16,66
0,0040	9,21	9,21	11,82	9,21	4,42	12,42
0,0050	9,25	9,34	9,52	9,38	3,59	9,91
0,0060	6,57	6,88	7,41	6,94	3,16	8,25
0,0070	4,95	5,39	6,00	5,32	2,94	7,08
0,0080	4,12	4,57	5,05	4,26	2,85	6,22
0,0090	<b>3,85</b>	4,23	4,41	3,60	2,81	5,56
0,0100	3,94	<b>4,19</b>	4,00	<b>3,26</b>	<b>2,81</b>	5,05
0,0150	–	–	<b>2,67</b>	–	–	–
0,0250	–	–	–	–	–	<b>2,75</b>

Źródło: obliczenie własne.

Tabela 9. Portfele fundamentalne w poszczególnych okresach i wariantach

<i>GDM</i>	$R_p$	$S_p$	Składy portfeli (w %)		
2000	0,007	0,084	ELEKTRIM	NORDEA	
			99,66	0,34	
2001	-0,005	0,070	SZEPTEL	HANDLOWY	
			90,57	9,43	
2002	-0,001	0,018	ELBUDOWA	HANDLOWY	
			35,60	64,40	
Średnia	-0,005	0,035	IGROUP	HANDLOWY	
			35,60	64,40	
<i>TMAI</i>	0,005	0,046	NORDEA		
2000			100,00		
2001	-0,004	0,054	ELEKTRIM	LTL	HANDLOWY
			25,81	18,03	56,16
2002	0,002	0,019	HANDLOWY		
			100,00		
Średnia	0,002	0,019	HANDLOWY		
			100,00		
<i>BWZ</i>	0,001	0,059	ORBIS	AGORA	
2000			56,90	43,10	
2001	-0,001	0,057	CSS		
			100,00		
2002	0,001	0,043	IGROUP	FORTIS	
			16,27	83,73	
Średnia	0,002	0,067	IGROUP	GROCLIN	
			48,95	51,05	
<i>GDM i GDM śr</i>	0,010	0,042	FORTE	FORTIS	
			80,96	19,04	
	0,010	0,028	ZYWIEC	HANDLOWY	
			90,84	9,16	

Tabela 9 (cd.)

<i>GDM</i>	$R_p$	$S_p$	Składy portfeli (w %)		
<i>TMAI</i> i <i>TMAI</i> <i>śr</i>	0,009	0,035	AGORA	FORTIS	
			65,75	34,25	
	0,010	0,033	ZREW	FORTIS	
			67,88	32,12	
<i>BWZ</i> i <i>BWZ</i> <i>śr</i>	0,015	0,040	SUWARY	ZREW	FORTIS
			47,45	40,28	12,26
	0,025	0,069	ORBIS	GROCLIN	
			10,84	89,16	

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 10 zamieszczono faktyczną stopę zwrotu dla wybranych portfeli. Do porównań wybrano portfele klasyczne według najmniejszego współczynnika zmienności, fundamentalne dla lat 2000–2001 według średniej stopy zwrotu i ryzyka w warunkach ograniczających, dla 2002 r. o takiej samej oczekiwanej stopie zwrotu jak dla portfeli klasycznych oraz najmniejszym współczynnikiem zmienności. Portfele fundamentalne oznaczono dodatkowym indeksem „f”. Zakupu poszczególnych portfeli dokonano 29.12.2000 r., 31.12.2001 r. oraz 31.12.2002 r. Z kolei hipotetyczna sprzedaż miała miejsce 31.12.2001 r., 31.12.2002 r. i 31.03.2003 r. Oczywiście dla portfeli zakupionych w 2000 r. badane były trzy momenty sprzedaży, dla portfeli z 2001 r. dwa, a dla portfeli z 2002 r. jeden.

Rozrzut otrzymanych wyników jest bardzo duży, co świadczy o fundamentalnej słabości polskiego rynku. Klasycznym już przykładem są spółki, które z dnia na dzień z potentatów giełdowych o świetnej kondycji ekonomiczno-finansowej stają się bankrutami (np. Elektrim). Wydaje się, że wzrost stabilności gospodarczej kraju powinien przyczynić się do wzrostu skuteczności proponowanego podejścia.

Chcąc ocenić poszczególne metody i podejścia, w tabeli 11 przedstawiono klasyfikację w poszczególnych okresach oraz średnią dla poszczególnych metod. Z danych zamieszczonych w tabeli 11 wynika, że dla portfeli zbudowanych w 2000 r. (po trzy latach – ocena jako średnia pozycji po każdym roku) najlepsze wyniki dały  $TMAI_f$  (19,8%),  $TMAI$  (–10,3%) i  $GDM$  (–11,4%). Indeks giełdowy WIG20 dał w tym okresie stopę zwrotu równą –40%, co oznacza, że każdy oprócz  $GDM_f$  portfel był lepszy. Dla portfeli zbudowanych w 2001 r. wyniki były następujące:  $GDM$  (25,6%),  $TMAI$  (–8,2%) i  $BWZ$  (–23,6%) przy stopie zwrotu dla indeksu WIG20 równej –10%; w 2002 r. najlepszymi okazały się  $GDM_f$  (16,7%),  $GDM$



Tabela 10. Faktyczna stopa zwrotu z porównywanych portfeli (w %)

2000	GDM		TMAI		BWZ		GDM <sub>f</sub>		TMAI <sub>f</sub>		BWZ <sub>f</sub>	
	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>
	0,7	2,6	0,7	2,7	0,7	2,4	0,7	8,4	0,5	4,6	0,1	5,9
31.12.2001	5,3		7,3		-5,7		-81,9		39,0		-35,3	
31.12.2002	-3,5		-2,1		-24,7		-95,6		27,8		-25,1	
31.03.2003	-11,4		-10,3		-22,9		-94,3		19,8		-35,6	
2001	GDM		TMAI		BWZ		GDM <sub>f</sub>		TMAI <sub>f</sub>		BWZ <sub>f</sub>	
	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>
	0,6	3,1	0,5	2,7	0,9	3,1	-0,5	7,0	-0,4	5,4	-0,1	5,7
31.12.2002	25,8		-1,2		-19,3		-86,5		-32,8		-47,1	
31.03.2003	25,6		-8,2		-23,6		-89,3		-48,3		-47,5	
2002	GDM		TMAI		BWZ		GDM <sub>f</sub>		TMAI <sub>f</sub>		BWZ <sub>f</sub>	
	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>
	0,6	1,6	0,9	1,7	0,9	1,9	1,0	4,2	0,9	3,5	1,5	4,0
31.03.2003	-0,6		-11,8		-3,6		16,7		-25,8		-7,7	
Średnia	GDM		TMAI		BWZ		GDM <sub>f</sub>		TMAI <sub>f</sub>		BWZ <sub>f</sub>	
	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>	R <sub>p</sub>	S <sub>p</sub>
	0,8	2,0	0,9	2,5	0,8	1,6	1,0	2,8	1,0	3,3	2,5	6,9
31.03.2003	-3,2		2,5		-7,9		20,1		-15,4		-0,3	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 11. Klasyfikacja stóp zwrotu badanych portfeli

Metoda	2000				2001			2002	Średnia	Razem
	31.12.01	31.12.02	31.03.03	średnia	31.12.02	31.03.03	średnia	31.03.03		
GDM	3	3	3	3	1	1	1	2	4	2
TMAI	2	2	2	2	2	2	2	5	2	2
BWZ	4	4	4	4	3	3	3	3	5	4
GDM <sub>f</sub>	6	6	6	6	6	6	6	1	1	5
TMAI <sub>f</sub>	1	1	1	1	4	5	4,5	6	6	3
BWZ <sub>f</sub>	5	5	5	5	5	4	4,5	4	3	4

Źródło: obliczenia własne.

(-0,6%) i *BWZ* (-3,6%) przy stopie zwrotu dla indeksu WIG20 równej -7%; dla portfeli zbudowanych dla uśrednionych wartości wskaźników ekonomiczno-finansowych uzyskano: *GDM<sub>f</sub>* (20,1%), *TMAI* (2,5%) i *BWZ<sub>f</sub>* (-0,3%). Podane stopy zwrotu dotyczą 31.03.2003 r. Z tego zestawienia wynika, że praktycznie najlepsze portfele (w sensie współczynnika zmienności portfela), zbudowane na podstawie fundamentalnych kryteriów, są we wszystkich analizowanych okresach lepsze od indeksu giełdowego WIG20, który może być potraktowany jako portfel rynkowy. Łącznie dla wszystkich portfeli w latach 2000–2002 i we wszystkich wariantach średnio najlepsze okazały się *GDM* i *TMAI* (ta sama pozycja) i *TMAI<sub>f</sub>*. Żadna z badanych metod nie wykazała wyraźnej dominacji nad pozostałymi. Należy jeszcze zwrócić uwagę, że faktyczna stopa zwrotu bardzo wyraźnie różni się od oczekiwanej dla wszystkich metod, co jest jeszcze jednym potwierdzeniem niestabilności i słabości ekonomicznej polskiego rynku kapitałowego.

Przedstawione w artykule wyniki badań zmierzają do lepszego oddania zarówno długookresowego, jak i fundamentalnego charakteru analizy portfelowej. Oczywiście do pełnego uznania zasadności proponowanych procedur konieczna jest jeszcze praktyczna weryfikacja w dłuższym horyzoncie czasowym niż przedstawiony w artykule. Zaletą takiego podejścia jest przede wszystkim jego prostota i uwzględnienie niedostrzeganego często związku analizy portfelowej z analizą fundamentalną.

#### LITERATURA

- Dobbins R., Frąckowiak W., Witt F. (1992), *Praktyczne zarządzanie kapitałami firmy*, PAANPOL, Poznań.
- Evans J., Archer S. (1968), *Diversification and the Reduction of Dispersion on Empirical Analysis*, „Journal of Finance”, 23.
- Haugen R.A. (1996), *Teoria nowoczesnego inwestowania*, WIG-Press, Warszawa 1996.
- Markowitz H. (1952), *Portfolio Selection*, „Journal of Finance”, 7.
- Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zajac K. (1988), *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*, PWN, Warszawa.
- Sharpe W.F. (1970), *Portfolio Theory and Capital Markets*, McGraw-Hill, New York.
- Tarczyński W. (1995), *O pewnym sposobie wyznaczania składu portfela papierów wartościowych*, „Przegląd Statystyczny”, 1.
- Tarczyński W. (1997), *Rynki kapitałowe – metody ilościowe*, 2, Placet, Warszawa.
- Tarczyński W. (2002a), *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, PWE, Warszawa.
- Tarczyński W. (2002b), *Dywersyfikacja ryzyka na polskim rynku kapitałowym*, [w:] *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu” 952.
- Tarczyński W., Łuniewska M. (2002c), *Wybrane metody wielowymiarowej analizy porównawczej w procesie budowy portfela papierów wartościowych*, [w:] *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, Szklarska Poręba.

- Tarczyński W., Łuniewska M. (2003a), *Stability of Selected Linear Ranking Methods for Classification of the Companies Listed on the Warsaw Stock Exchange for Portfolio Analysis – Attempt of Evaluation*, 27th Annual Conference of the GfKI, Innovations in Classification, Data Science and Information System, Cottbus.
- Tarczyński W., Łuniewska M. (2003b), *Teoria dywersyfikacji ryzyka – podejście fundamentalne*, [w:] *Modelowanie preferencji a ryzyko '03*, Ustroń.
- Tarczyński W., Łuniewska M. (2003c), *Metody klasyfikowania i grupowania spółek na potrzeby budowy portfela papierów wartościowych*, [w:] *Zarządzanie finansami. Mierzenie wyników i wycena przedsiębiorstw*, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin.
- Walesiak M. (2002), *Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*, Akademia Ekonomiczna, Wrocław.

Waldemar Tarczyński, Małgorzata Łuniewska

## CLASSICAL, FUNDAMENTAL AND HORIZONTALLY DIVERSIFIED PORTFOLIOS – A COMPARATIVE ANALYSIS

### Summary

Classical diversification theory is connected with portfolio analysis and concerns decreasing portfolio risk by increasing the number of stocks in portfolio. This kind of diversification is called vertical diversification.

Portfolio analysis is long-term investment strategy, so the set of stocks used to construct portfolio should be selected using this assumption. We propose a different type of diversification, that is horizontal diversification.

In the article the authors constructed portfolios using an idea of Markowitz model. The set of stocks used to construct portfolios was selected using three types of linear ranking methods. Moreover, the fundamental portfolios were constructed. Empirical studies were conducted using datasets from Warsaw Stock Exchange for the period of 2000–2002. The methods were compared and the best of them were selected.