

Artur Mikulec

Metody analizy rynku OFE w ujęciu dynamicznym

Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 10, 588-604

2008

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

ARTUR MIKULEC

METODY ANALIZY RYNKU OFE W UJĘCIU DYNAMICZNYM

Wstęp

Taksonomia numeryczna oparta na analizie danych ilościowych jest jednym z podstawowych narzędzi służących do opisu zjawisk m. in. społecznych, ekonomicznych, czy przyrodniczych. Pozwala określić relacje między analizowanymi obiektami, redukować nadmiar informacji, dokonywać ich porządkowania i grupowania. Metody porządkowania liniowego obiektów, opisanych zbiorem wielu zmiennych, nazywane metodami wielowymiarowej analizy porównawczej (WAP) rozwinęły się na gruncie metod taksonomicznych i należą do metod wielowymiarowej analizy statystycznej (WAS).

Zadaniem WAP jest uporządkowanie względnie jednorodnego zbioru obiektów (lub cech) w celu podejmowania decyzji dotyczących wyboru obiektu (lub cechy) według z góry ustalonego kryterium¹. W badaniach ekonomicznych pojęcie to charakteryzuje zbiór różnych metod służących do wykrywania prawidłowości w zbiorowościach statystycznych². Zasadniczym przedmiotem WAP jest hierarchizacja obiektów w wielowymiarowej przestrzeni cech z punktu widzenia pewnej charakterystyki, której nie można zmierzyć w sposób bezpośredni, a zbiorcza i syntetyczna charakterystyka badanego zjawiska ułatwia jego interpretację oraz umożliwia odkrywanie praw i reguł nim rządzących.

Współczesny rozwój metod taksonomicznych i ich zastosowań społeczno-ekonomicznych sprawił, że nastąpiło istotne poszerzenie perspektywy badawczej tradycyjnie rozumianej taksonomii. Od początku lat 90-tych, zagadnienia taksonomiczne są rozpatrywane w szerokim kontekście, jako klasyfikacja

¹ Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, s. 84-85.

² Pluta W., *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*, s. 8.

i analiza danych³. Natomiast uniwersalność metod porządkowania liniowego sprawia, że są chętnie i często wykorzystywane do różnego rodzaju porównań, np. oceny poziomu życia w Polsce i w krajach UE [Zeliaś (red.) 2000, 2004], oceny poziomu rozwoju regionalnego [Strahl (red.) 2006] i innych aspektów statystyki regionalnej [Młodak 2006], czy analiz rynku kapitałowego, Giełdy Papierów Wartościowych [Tarczyński, Łuniewska 2006].

Głównym celem referatu jest zastosowanie dynamicznej wielowymiarowej analizy porównawczej do oceny dynamiki rozwoju i efektywności Otwartych Funduszy Emerytalnych (OFE) w latach 2002-2007. Zasadność stosowania podejścia dynamicznego wynika z tego, iż daje ono dodatkowe możliwości analityczne i interpretacyjne, w stosunku do ujęcia statycznego oraz quasi-dynamicznego porządkowania liniowego obiektów w czasie. Niniejsze zagadnienie hierarchizacji funduszy w czasie (dynamiczne) z wykorzystaniem wybranych zmiennych o charakterze ekonomicznym można utożsamiać z rozszerzonym rankingiem atrakcyjności OFE z punktu widzenia dynamiki ich rozwoju i efektywności w całym analizowanym okresie. Dla obecnych i przyszłych uczestników funduszy wyniki uporządkowania dynamicznego (wraz z uporządkowaniem statycznym) mogą stanowić podstawę decyzji dotyczącej wyboru, lub zmiany funduszu. Dla zilustrowania omawianej metody dokonano analizy rynku Otwartych Funduszy Emerytalnych (OFE) za pomocą wybranych metod porządkowania liniowego obiektów w ujęciu statycznym i quasi-dynamicznym oraz dynamicznym w latach 2002-2007. W artykule zwrócono także uwagę na możliwość i potrzebę oceny efektywności uzyskanego wyniku porządkowania liniowego obiektów.

.Statyczne i quasi-dynamiczne metody porządkowania liniowego obiektów

Najbardziej rozpowszechnione i najczęściej stosowane w praktyce metody porządkowania liniowego obiektów opierają się agregatowym mierniku syntetycznym (bezwzorcowe), macierzy odległości od wzorca (wzorcowe) oraz rzutowaniu ortogonalnym punktów na prostą (wzorcowe i bezwzorcowe)⁴. Wybór danej grupy metod oraz zastosowanie sposobu analizy (statyczna, quasi-dynamiczna i dynamiczna) powinny być konsekwencją przyjętego celu analizy.

³ Pocięcha J., *Rozwój metod taksonomicznych i ich zastosowań...*, s. 1-13.

⁴ Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, op. cit., s. 133-156.

Możliwych jest także wiele „ścieżek prowadzenia” analizy, w zależności od przyjętych procedur cząstkowych, tj. stymulacji, normalizacji, sposobu nadawania wag dla zmiennych, czy realizacji samej idei metody porządkowania (sposobu agregacji). Istnieją również liczne modyfikacje podstawowych algorytmów porządkowania liniowego. Przy czym, możliwość zastosowania procedur normalizacji, czy miary odległości między obiektami jest uzależniona od skali pomiaru zmiennych diagnostycznych wykorzystywanych w analizie⁵.

A zatem wybór „jedynnej i właściwej” metody statycznego porządkowania liniowego obiektów⁶, wylączając etap wstępnej analizy danych, dla konkretnie analizowanego zagadnienia nie jest łatwy, gdyż wspomniane metody są w gruncie rzeczy uniwersalne. Ostatecznie, zagadnienie doboru właściwych procedur cząstkowych i metod porządkowania statycznego obiektów można rozwiązać dwojako:

- Wykorzystując dostępne, empiryczne wyniki badań porównawczych w zakresie efektywności (poprawności) wyniku uzyskanego za pomocą różnych kombinacji procedur cząstkowych metod porządkowania liniowego obiektów dla danych empirycznych i symulacyjnych⁷.
- Dokonując wielu wariantów analizy danego zagadnienia za pomocą różnych kombinacji metod cząstkowych i oceniając wyniki, za pomocą mierników poprawności porządkowania liniowego obiektów w zakresie: zgodności odwzorowania, korelacji liniowej i rangowej, zmienności, odległości taksonomicznej⁸ lub też – co jest podejściem stosunkowo nowym – przekształcić uzyskane wyniki porządkowania bezwzorcowego i wzorcowego na metodę rzutowania ortogonalnego punktów na prostą i dokonać oceny (jednoznacznej) jakości uzyskanego wyniku za pomocą wariancji kierunkowej zmiennej syntetycznej⁹.

Quasi-dynamiczne porządkowanie liniowe obiektów, jest w zasadzie porządkowaniem statycznym. Polega na „*oddzielnym badaniu zjawisk ekonomicz-*

⁵ Domański Cz., Pruska K., Wagner W., *Wnioskowanie statystyczne...*, s. 32-56; Gatnar E., Waleśiak M., *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej...*, s. 44-46.

⁶ Metody porządkowania liniowego obiektów dającej najlepsze uporządkowanie danych obiektów (cech), pod względem analizowanego zjawiska, spośród wszystkich możliwych kombinacji cząstkowych, dopuszczalnych procedur obliczeniowych.

⁷ Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, *op. cit.*, s. 110-135.

⁸ *Ibidem*, s. 122-127.

⁹ Kolenda M., *Taksonomia numeryczna...*, s. 139-140; Mikulec A., *Ocena metod porządkowania liniowego...*, s. 28-39.

nych w dwóch punktach horyzontu czasowego, bez ich przyczynowego powiązania ze sobą. Jest to w gruncie rzeczy typ analizy statycznej, gdyż nie uwzględniania związków przyczynowych w czasie między poszczególnymi elementami” – zmiennymi diagnostycznymi¹⁰. Z sytuacją taką mamy do czynienia przy porównywaniu wyników kolejności uporządkowania obiektów „niezależnych” od siebie rankingów, tzn. takich, w których normalizacja poszczególnych zmiennych wykonywana była oddzielnie dla każdego analizowanego momentu czasowego. Innymi słowy, brak jest w takich rankingach powiązania między wartościami zmiennych diagnostycznych w czasie, a zatem brak jest możliwości dynamicznego porównywania i interpretacji uzyskanych wyników.

W takim przypadku można konfrontować wyniki rankingu, tj. uporządkowania liniowego obiektów sporządzonego dla dwóch lub więcej momentów czasowych, lecz tylko przez pryzmat wartości miernika syntetycznego. Wówczas abstrahujemy od analizy zależności pomiędzy zmiennymi diagnostycznymi (cząstkowymi), a wynikiem rankingu w czasie. Tego typu analiza jest prowadzona na podstawie miar syntetycznych i ukazuje jedynie wzajemne relacje, tzn. „położenie” rozpatrywanych obiektów w ramach każdego rankingu. Uzyskane wyniki mogą służyć jedynie do oceny zgodności pozycji zajmowanej przez analizowane obiekty w poszczególnych rankingach. W tym celu można wykorzystać metodę Walesiaka opartą na wartościach miernika syntetycznego lub współczynnik korelacji rang (kolejności rang) τ -Kendalla.

Pierwszy z mierników, zaproponowany przez Walesiaka (W^2), dla którego $\mu_i^{(1)}$ i $\mu_i^{(2)}$ oznaczają wartości porównywanych zmiennych syntetycznych w dwóch momentach czasowych, ocenia nie tylko rząd odchyień wartości zmiennych syntetycznych. Można go w sposób addytywny zdekomponować na trzy mierniki cząstkowe, informujące o: różnicy między średnimi wartościami zmiennych syntetycznych (2), różnicy w dyspersji wartości zmiennych syntetycznych (3) i niezgodności kierunków zmian wartości zmiennych syntetycznych (4). Cząstkowe mierniki określone są wzorami¹¹:

$$W^2(\mu_i^{(1)}, \mu_i^{(2)}) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\mu_i^{(1)} - \mu_i^{(2)})^2 \quad (1)$$

$$W_1^2(\mu_i^{(1)}, \mu_i^{(2)}) = (\bar{\mu}_i^{(1)} - \bar{\mu}_i^{(2)})^2 \quad (2)$$

¹⁰ Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, op. cit., s. 201.

¹¹ Gatnar E., Walesiak M., *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej...*, op. cit., s. 357-360.

$$W_2^2(\mu_i^{(1)}, \mu_i^{(2)}) = (S(\mu_i^{(1)}) - S(\mu_i^{(2)}))^2 \quad (3)$$

$$W_3^2(\mu_i^{(1)}, \mu_i^{(2)}) = 2S(\mu_i^{(1)})S(\mu_i^{(2)})(1-r) \quad (4)$$

gdzie $\bar{\mu}_i^{(1)}$, $\bar{\mu}_i^{(2)}$, $S(\mu_i^{(1)})$, $S(\mu_i^{(2)})$ to odpowiednio średnie arytmetyczne i odchylenia standardowe wartości mierników syntetycznych w porównywanych momentach czasowych, a r jest współczynnikiem korelacji liniowej Pearsona między wartościami syntetycznymi. Miernik Walesiaka (W^2) przyjmuje wartość zero, jeśli nie ma żadnych różnic w wartościach zmiennych syntetycznych, natomiast pierwiastek kwadratowy z W^2 informuje, jaki jest przeciętny rząd odchylen wartości zmiennych syntetycznych w porównywalnych okresach.

Gdy wartości zmiennej syntetycznej są mierzone na skali porządkowej lub do oceny podobieństwa wyników rankingów w czasie wykorzystuje się rangi przypisane obiektom w analizie, to można zastosować klasyczny współczynnik korelacji τ -Kendalla. Wzór opisujący statystykę Kendalla, która wskazuje na stopień przemieszczenia obiektów w hierarchii w czasie ma postać¹²:

$$\tau = \frac{S}{(k(k-1))/2}, \quad (5)$$

przy czym S – jest miarą inwersji, tj. odwrócenia kolejności uszeregowania obiektów, inaczej mówiąc jest sumą ocen zgodnych, cząstkowych uszeregowania każdej pary obiektów w drugim rankingu, względem pierwszego (uszeregowanego rosnąco), a k – jest całkowitą liczbą badanych obiektów. Statystyka S jest sumą wszystkich porównań dla obiektów w szeregu, których maksymalna liczba wynosi $k(k-1)/2$. Statystyka τ przyjmuje wartość (-1) , gdy rankingi są uporządkowane „odwrotnie” oraz $(+1)$, gdy są uszeregowane zgodne. W końcowym etapie analizy zgodności uporządkowania obiektów dla dwóch momentów czasowych dokonuje się oceny istotności wartości statystyki τ -Kendalla. Obustronnym testem istotności z poprawką na ciągłość jest statystyka z o rozkładzie normalnym:

$$z = \frac{S-1}{\sigma_s^2} = \frac{S-1}{\sqrt{(k(k-1)(2k+5))/18}}. \quad (6)$$

Jeżeli $z \geq z_{\alpha}$ odrzucamy hipotezę H_0 o nieistotności związku między rankingami ($\tau = 0$) na rzecz hipotezy H_1 , że występuje istotne podobieństwo wyników porównywanych rankingów, tzn. kolejności uporządkowania obiektów.

¹² Ferguson G., Takane Y., *Analiza statystyczna w psychologii i pedagogice*, s. 434-441.

Dynamiczne metody porządkowania liniowego obiektów

W zakresie dynamicznych metod porządkowania liniowego obiektów mamy do czynienia z dwojakiego rodzaju analizą. W pierwszym przypadku, wykorzystując tempo zmian w czasie (absolutne, względne) cząstkowych zmiennych diagnostycznych można konstruować miernik służący do określenia sumarycznego tempa zmian rozwoju w czasie badanych obiektów w stosunku do obiektu wzorcowego. W drugim przypadku, za pomocą indywidualnych, względnych wartości tempa wzrostu zmiennych diagnostycznych lub wartości przyrostów absolutnych zmiennych diagnostycznych można badać zróżnicowanie (podobieństwo) obiektów w czasie z punktu widzenia struktury tempa wzrostu mierników indywidualnych dla poszczególnych zmiennych diagnostycznych. A zatem podejście dynamiczne pozwala nie tylko ocenić kolejność uporządkowania obiektów pod względem ich tempa rozwoju, wielkość i kierunek zachodzących zmian, lecz także określić zróżnicowanie rozwoju analizowanych obiektów w czasie.

Podstawą wielowymiarowej analizy w ujęciu dynamicznym jest trójwymiarowa macierz informacji:

$$X = [x_{ijt}], \quad (7)$$

przy czym $i = 1, \dots, k$, to liczba badanych obiektów, $j = 1, \dots, m$ liczba cech, a $t = 1, \dots, n$ oznacza liczbę badanych momentów (okresów) czasu.

W tego typu analizach można rozpatrywać zarówno relatywne (względne), jak i absolutne tempo wzrostu rozwoju analizowanego zjawiska. Najczęściej jednak analizę opiera się na procentowych przyrostach względnych, które pozwalają ocenić „postęp” poszczególnych obiektów w porównaniu z postępem już osiągniętym (aktualnym). Natomiast ideę miar absolutnych należy rozumieć, jako średni roczny przyrost danej wielkości w całym badanym okresie.

Jeśli analizujemy szeroko rozumiany „rozwój” badanego zjawiska, to za miarę relatywnego tempa wzrostu można przyjąć wartości estymatorów parametrów, oszacowanych dla wykładniczych modeli trendu¹³:

$$\hat{x}_{ijt} = \beta_{0ij} \beta_{ij}^t \quad (i = 1, \dots, k; j = 1, \dots, m; t = 0, \dots, n - 1). \quad (8)$$

Natomiast miarami absolutnego tempa wzrostu mogą być wartości estymatorów współczynników trendu liniowego poszczególnych zmiennych:

¹³ Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, op. cit., s. 201-208.

$$\hat{x}_{ijt} = \alpha_{0ij} + \alpha_{ij}t \quad (i = 1, \dots, k; j = 1, \dots, m; t = 1, \dots, n). \quad (9)$$

Można także wziąć pod uwagę inne mierniki tempa wzrostu – odpowiednio średnią geometryczną przyrostów względnych, czy średnią arytmetyczną przyrostów absolutnych poszczególnych zmiennych.

Oznaczając przez w_{ij} indywidualne, średnie mierniki tempa wzrostu dla poszczególnych i obiektów, ($i = 1, \dots, k$) i j zmiennych, ($j = 1, \dots, m$) w całym badanym okresie t , ($t = 1, \dots, n$) zarówno dla miar relatywnych i względnych – macierz dynamiki zmiennych diagnostycznych można zapisać w postaci:

$$W^{(1, \dots, n)} = \begin{bmatrix} W_1 \\ W_2 \\ \dots \\ W_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1m} \\ w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{k1} & w_{k2} & \dots & w_{km} \end{bmatrix} \quad (10)$$

W macierzy $W^{(1, \dots, n)}$ poszczególne kolumny traktuje się, jako nowe zmienne diagnostyczne i mogą być one podstawą konstruowania taksonomicznych mierników tempa rozwoju badanych obiektów (wiersze – obiekty analizy).

Do analizy tempa zmian rozwoju (wzrostu) w czasie należy zastosować jedną z wzorcowych metod porządkowania liniowego obiektów wielocechowych, np. metodę Hellwiga¹⁴. Tworzy się wzorzec tempa rozwoju o maksymalnych wartościach w_{ij} dla zmiennych-stymulant i minimalnych wartościach w_{ij} dla zmiennych-destymulant, który można zapisać w postaci:

$$W_0^{(1, \dots, n)} = [w_{01} \quad w_{02} \quad \dots \quad w_{0m}] \quad (11)$$

Za pomocą uśrednionej odległości Euklidesowej wyznacza się odległość każdego obiektu od wzorca $W_0^{(1, \dots, n)}$:

$$M_i'' = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \delta_j (w_{ij} - w_{0j})^2}, \quad (12)$$

gdzie w_{ij} i w_{0j} , to wartości średnich, indywidualnych mierników tempa wzrostu (standaryzowane dla przyrostów absolutnych), a δ_j to wagi nadawane poszczególnym zmiennym. Mierniki syntetyczne M_i'' mogą przyjmować wartości z szerokiego przedziału liczbowego, zatem można dokonać ich transformacji:

$$M_i' = M_i'' - \min\{M_j''\}, \quad (13)$$

$$M_i = 1 - \frac{M_i'}{2\sigma_M''} + \frac{1}{5}\sigma_M'' \quad (14)$$

¹⁴ Hellwig Z., *Zastosowanie metody taksonomicznej...*, s. 307-327.

gdzie σ_M'' jest odchyleniem standardowym pierwotnych wartości zmiennej M'' . Następuje wówczas unormowanie wartości miernika M_i na przedziale $(0,1)$.

Jak wspomniano na wstępie, analiza dynamiki w zakresie metod porządkowania liniowego obiektów może również dotyczyć zróżnicowania obiektów w czasie z punktu widzenia struktury indywidualnych mierników tempa wzrostu badanego zjawiska – nie pozwalają na to wartości mierników M_i'' , M_i' i M_i .

W celu analizy zróżnicowania dynamiki badanych obiektów w czasie z punktu widzenia struktury mierników indywidualnych, opisujących tempo zmian badanego zjawiska wykorzystuje się macierz $W^{(1,\dots,n)}$ lub macierz Q . Należy przy tym zwrócić uwagę, czy wspomniana macierz jest macierzą względnego, czy absolutnego tempa wzrostu częściowych zmiennych. Jeśli zawiera relatywne tempo wzrostu zmiennych diagnostycznych dla poszczególnych obiektów, to są one porównywalne w czasie. Jeśli natomiast $W^{(1,\dots,n)}$ została skonstruowana w oparciu o absolutne tempo wzrostu częściowych zmiennych, to obiekty są w czasie nieporównywalne i analiza zróżnicowania obiektów z punktu widzenia zróżnicowania tempa wzrostu częściowych zmiennych jest niemożliwa. Aby wykorzystać miary absolutne, należy uprzednio zestandaryzować zmienne $x_{ijt} \rightarrow z_{ij}$ w całym badanym okresie – „po czasie” t , a dopiero na ich podstawie wyznaczyć macierz $W^{(1,\dots,n)}$ (i/lub macierz Q)¹⁵.

$$z_{ij} = \frac{x_{ijt} - \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^k \sum_{t=1}^n x_{ijt}}{\sqrt{\frac{1}{nk} \sum_{i=1}^k \sum_{t=1}^n \left(x_{ijt} - \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^k \sum_{t=1}^n x_{ijt} \right)^2}}. \quad (15)$$

Następnie macierz $W^{(1,\dots,n)}$ (o wartościach w_{ij} lub z_{ij}), średnich, indywidualnych mierników tempa wzrostu dla poszczególnych obiektów przekształca się w macierz Q za pomocą jednego z dwóch wzorów:

$$q_{ij} = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^m w_{ij}}, \quad q_{ij} = \frac{w_{ij}}{\max_j \{w_{ij}\}}. \quad (16)$$

Poszczególne elementy macierzy Q zawarte są w przedziale $\langle 0,1 \rangle$, a w przypadku przekształceń według wzoru opartego na sumie mierników tem-

¹⁵ Zeliaś A. [red.], *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania...*, s. 98-101.

pa wzrostu w mianowniku $\left(\sum_{j=1}^m w_{ij}\right)$, $\sum_{j=1}^m q_{ij} = 1$. Wektory macierzy Q (wiersze) w sposób bardziej przejrzysty pokazują zróżnicowanie tempa wzrostu poszczególnych zmiennych obiektów.

Ostatnim krokiem w analizie zróżnicowania obiektów ze względu na tempo rozwoju badanego zjawiska, jest pomiar odległości między obiektami. W tym celu stosuje się odległość wzorowaną na mierze Braya i Curtisa:

$$d_{il} = \frac{\sum_{j=1}^m |w_{ij} - w_{lj}|}{\sum_{j=1}^m (w_{ij} + w_{lj})}, \quad d_{il} = \frac{\sum_{j=1}^m |q_{ij} - q_{lj}|}{\sum_{j=1}^m (q_{ij} + q_{lj})} \quad (17)$$

Jej interpretacja jest jednoznaczna, tzn. im bliższa zeru jest jej wartość, tym dwa wektory W_i i W_l (Q_i i Q_l) są do siebie bardziej podobne. To oznacza zbliżoną strukturę średnich, indywidualnych mierników tempa wzrostu poszczególnych zmiennych diagnostycznych charakteryzujących rozwój każdej pary porównywanych obiektów (i, l) , $(i \neq l)$.

Wyniki statycznej i quasi-dynamicznej analizy OFE

Do analizy rynku OFE w latach 2002-2007 wybrano bezwzorcową formułę agregacji zmiennych (miernik syntetyczny), według średniej arytmetycznej wartości poszczególnych zmiennych (wagi równe), unormowanych za pomocą przekształcenia unitaryzacyjnego. Wykorzystanie tych właśnie cząstkowych procedur do obliczeń wynikało z ich korzystnych własności oraz efektywności w zakresie porządkowania liniowego obiektów¹⁶.

Rozwój i efektywność rynku funduszy w ujęciu statycznym – po dokonaniu uprzedniej redukcji zmiennych, analizie zmienności i korelacji – mierzono za pomocą trzech czynników: średniej podstawy naliczania składki emerytalnej, od której zależy ilość napływających do funduszy środków pieniężnych, powiększających aktywa OFE; średniej wartości jednostki rozrachunkowej (uczestnictwa) oraz wskaźnika ROA tzn. stopy zwrotu z aktywów funduszy emerytalnych. Do analizy przyjęto wartości poszczególnych zmiennych diagno-

¹⁶ System stałych wag oraz formuła agregacji zmiennych w oparciu o średnią arytmetyczną okazują się być najlepsze z punktu widzenia: skorelowania (liniowego i rangowego) zmiennych pierwotnych ze zmienną syntetyczną oraz ich odległości taksonomicznej. Unitaryzacja jest jedną z bardziej preferowanych metod normalizacji zmiennych (Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., Metody taksonomii numerycznej..., op. cit., s. 110-135).

stycznych obliczone dla lat 2002-2007, na podstawie miesięcznej sprawozdawczości z rynku OFE (biuletyny kwartalne KNF)¹⁷.

Tabela 1. Statyczny ranking OFE

OFE	Rok 2002	Pozycja	Rok 2003	Pozycja	Rok 2004	Pozycja	Rok 2005	Pozycja	Rok 2006	Pozycja	Rok 2007	Pozycja
ING NN	0,922	1	0,808	1	0,846	1	1,000	1	0,688	1	0,782	1
CU	0,675	3	0,532	7	0,691	2	0,785	2	0,495	3	0,748	2
AIG	0,449	9	0,489	9	0,529	9	0,613	3	0,312	8	0,592	3
PZU	0,546	7	0,510	8	0,55	7	0,468	7	0,395	7	0,575	4
ALLIANZ	0,671	4	0,595	4	0,585	6	0,353	12	0,308	9	0,554	5
GENERALI	0,554	6	0,588	5	0,627	4	0,591	4	0,463	5	0,546	6
PEKAO	0,234	14	0,274	12	0,531	8	0,288	15	0,491	4	0,524	7
AXA	0,429	11	0,258	14	0,518	10	0,414	9	0,293	10	0,507	8
AEGON	0,448	10	0,259	13	0,456	12	0,333	13	0,249	13	0,488	9
SKARBIEC	0,293	13	0,337	11	0,380	13	0,389	10	0,192	15	0,453	10
NORDEA	0,724	2	0,534	6	0,504	11	0,449	8	0,283	11	0,442	11
DOM	0,462	8	0,612	3	0,655	3	0,57	5	0,416	6	0,383	12
BANKOWY	0,645	5	0,458	10	0,623	5	0,388	11	0,277	12	0,350	13
POLSAT	0,387	12	0,642	2	0,333	14	0,511	6	0,667	2	0,333	14
POCZTYLION	0,210	15	0,197	15	0,324	15	0,33	14	0,229	14	0,226	15

Źródło: Opracowanie własne (OFE uszeregowane według wyniku za 2007 rok).

Rozwój i efektywność rynku funduszy w ujęciu statycznym – po dokonaniu uprzedniej redukcji zmiennych, analizie zmienności i korelacji – mierzono za pomocą trzech czynników: średniej podstawy naliczania składki emerytalnej, od której zależy ilość napływających do funduszy środków pieniężnych, powiększających aktywa OFE; średniej wartości jednostki rozrachunkowej (uczestnictwa) oraz wskaźnika ROA tzn. stopy zwrotu z aktywów funduszy emerytalnych. Do analizy przyjęto wartości poszczególnych zmiennych diagno-

¹⁷ Wykorzystano średnie miesięczne wartości podstawy naliczania składki emerytalnej (szereg chronologiczny okresów), średnie miesięczne wartości jednostki jednostek uczestnictwa według stanu na koniec miesiąca (szereg chronologiczny momentów) oraz roczny wskaźnik ROA (szereg chronologiczny okresów) funduszy. Obliczeń dokonano na średnich rocznych wartościach szeregów chronologicznych okresów poszczególnych zmiennych. (Timofiejuk I, Pomiar dynamiki mierników..., op. cit., s. 18-20).

stycznych obliczone dla lat 2002-2007, na podstawie miesięcznej sprawozdawczości z rynku OFE (biuletyny kwartalne KNF)¹⁸.

W analizie statycznej funduszy dla każdego roku oddzielnie zastosowano unitaryzację zerowaną. Wyniki uporządkowania liniowego obiektów (wartości mierników syntetycznych po przemnożeniu przez 100) można interpretować w %, a w dodatku w ramach danego roku można dokonywać porównań dowolnych obiektów między sobą (w pkt. proc.).

Wyniki w tabelicy 1 wskazały, że biorąc pod uwagę poziomy wymienionych wyżej zmiennych z poszczególnych lat 2002-2007, niekwestionowanym liderem rynku OFE był fundusz ING NN, a od 2004 roku także CU znalazł się w pierwszej trójce funduszy. Druga i trzecia pozycja w rankingu w całym analizowanym okresie była raczej zmienna. Na miejscach tych plasowały się z reguły takie fundusze, jak: POLSAT, DOM, a w 2007 roku AIG. W całym analizowanym okresie najsłabiej prezentował się OFE POCZTYLION.

W zakresie quasi-dynamicznej oceny rankingów (na podstawie wartości miernika syntetycznego), służącej do badania zgodności wyników rankingu dla kolejnych, następujących po sobie lat (okres 2002-2007) oraz dla skrajnych lat tego okresu (2002, 2007) wyznaczono miernik Walesiaka oraz współczynnik korelacji τ -Kendalla.

Średnie sumy kwadratów różnic pomiędzy wartościami mierników syntetycznych (miara Walesiaka) dla OFE w poszczególnych latach wskazują na nieistotne różnice pomiędzy rankingami. Wartości W^2 wahały się od 0,018 w latach 2002, 2003, do 0,0378 w latach 2006, 2007. Warto zauważyć, że przeciętny rząd odchyień wartości zmiennych syntetycznych funduszy ($\sqrt{W^2}$) w analizowanych latach zmienił się z ponad 13,4% do ponad 19,4%, a zatem „dystans” pomiędzy nimi w miarę upływu czasu zwiększał się. Częstkowe wartości miary Walesiaka wskazują, że w całym badanym okresie największy wpływ na różnicowanie wyników rankingów miały „niezgodności kierunków zmian

¹⁸ Wykorzystano średnie miesięczne wartości podstawy naliczania składki emerytalnej (szereg chronologiczny okresów), średnie miesięczne wartości jednostki jednostek uczestnictwa według stanu na koniec miesiąca (szereg chronologiczny momentów) oraz roczny wskaźnik ROA (szereg chronologiczny okresów) funduszy. Obliczeń dokonano na średnich rocznych wartościach szeregów chronologicznych okresów poszczególnych zmiennych. (Timofiejuk I, Pomiar dynamiki mierników..., op. cit., s. 18-20).

wartości zmiennych syntetycznych” (W_3^2), tzn. wahania odchyłeń standardowych miar syntetycznych i zmiany ich skorelowania.

Tabela 2. Quasi-dynamiczne porównanie rankingów OFE

Miara	Lata 2001, 2002	Lata 2002, 2003	Lata 2003, 2004	Lata 2004, 2005	Lata 2005, 2006	Lata 2006, 2007	Okres od 2002 do 2007
W^2	0,0250	0,0180	0,0232	0,0189	0,0330	0,0378	0,0236
$\sqrt{W^2}$ (w %)	15,80	13,43	15,22	13,75	18,18	19,43	15,35
W_1^2	0,0011	0,0014	0,0049	0,0019	0,0132	0,0135	0,0001
W_2^2	0,0007	0,0004	0,0011	0,0026	0,0015	0,0000	0,0021
W_3^2	0,0232	0,0162	0,0170	0,0143	0,0183	0,0242	0,0213
r	0,6221	0,7443	0,6224	0,7133	0,6636	0,4227	0,6043
τ – Kendalla	0,4476	0,4857	0,4286	0,4286	0,5048	0,3905	0,3714
Podobieństwo	istotne	istotne	istotne	istotne	istotne	istotne	istotne

Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki miary Walesiaka za okres 2002-2007 (ostatnia kolumna tabeli 2) także wskazują na brak istotnych różnic między rankingami i prawie 15,4% przeciętny rząd odchyłeń wartości zmiennych syntetycznych. Reasumując, porównania mierników syntetycznych poszczególnych funduszy wskazują, że są one stabilne w czasie pod względem korelacji rang. Statystyka testowa τ -Kendalla w każdym z analizowanych przypadków wskazywała na istotne podobieństwo porównywanych w czasie rankingów, powodując odrzucenie hipotezy zerowej ($H_0 : \tau = 0$) na rzecz alternatywnej ($H_0 : \tau \neq 0$).

Dynamiczna analiza OFE

Analizując wyniki funduszy, dokonano rankingu OFE w ujęciu dynamicznym, tj. z punktu widzenia tempa zmian ich rozwoju w czasie, w stosunku do obiektu wzorcowego (o maksymalnych wartościach tempa wzrostu zmiennych), jak również oceny zróżnicowania (podobieństwa) badanych obiektów w czasie z punktu widzenia struktury tempa wzrostu mierników indywidualnych w latach 2002-2007, tj. średniej podstawy naliczania składki emerytalnej, wartości jednostki uczestnictwa oraz rentowności aktywów OFE.

Ze względu na to, że nie wszystkie analizowane zmienne charakteryzowały się stałym, dodatnim tempem wzrostu (za wyjątkiem zmiennej: wartość jed-

nostki uczestnictwa), jako miarę względną do oceny tempa zmian rozwoju funduszy w czasie zgodnie ze wzorami (11) - (13), wykorzystano średnią geometryczną łańcuchowych indeksów dynamiki tych zmiennych, które „co do znaku są zawsze dodatnie”. Obliczeń dokonano na podstawie macierzy $W^{(1,\dots,n)}$ nadając równe wagi poszczególnym zmiennym – wzór (13).

Wyniki obliczeń zamieszczone w tablicy 3 wskazują, że biorąc pod uwagę dynamikę zmian cząstkowych zmiennych diagnostycznych w całym badanym okresie 2002-2007 najbardziej dynamicznie rozwijającym się funduszem był POLSAT – najmniejszy wśród podmiotów rynku OFE, BANKOWY oraz NORDEA. Na czwartej pozycji w rankingu znalazł się ING NN, uznany za najlepszy fundusz w statycznej analizie porządkowania liniowego obiektów. Wyniki rankingów w ujęciu dynamicznym wskazują, że w długim okresie następuje poprawa dynamiki rozwoju ING NN. Na podstawie analizy pozostałych rankingów, które zamieszczono w tablicy 3 można stwierdzić, iż zarówno „w krótkim, jak i długim okresie” w sposób systematyczny i dynamiczny rozwijały się NORDEA oraz PZU. W grupie funduszy o najsłabszej dynamice rozwoju znalazło się 6 funduszy: ALLIANZ, GENERALI, DOM, POCZTYLION, AEGON, AIG i SKARBIEC.

Rozszerzeniem analizy dynamiki jest ocena zróżnicowania (podobieństwa) badanych obiektów w czasie z punktu widzenia struktury tempa wzrostu mierników indywidualnych. Także w tym przypadku zastosowanie do oceny zmian w czasie średniej geometrycznej łańcuchowych indeksów dynamiki poszczególnych zmiennych, nie wpłynęło na zmianę idei metody i analizę zróżnicowania zmian w czasie. Ponadto zapewniło „dodatnie wartości do obliczeń”, tj. poprawne wartości miary odległości podanej wzorem (18). Obliczenia dokonano na podstawie macierzy $W^{(1,\dots,n)}$, a ich wynikiem była macierz odległości między funduszami o wymiarach (15x15), która kompleksowo oceniła „bliiskość” poszczególnych OFE z punktu widzenia struktury dynamiki poszczególnych zmiennych przyjętych do analizy.

Uzyskane wyniki wskazują, że największa odległość – a więc największa różnica, pomiędzy dynamiką rozwoju i efektywności funkcjonowania funduszy w latach 2002-2007 z punktu widzenia średniej dynamiki poszczególnych zmiennych diagnostycznych przyjętych do analizy – występowała pomiędzy funduszem POLSAT i SKARBIEC (0,0828). Wśród podmiotów o najmniejszej różnicy w zakresie dynamiki poszczególnych zmiennych diagnostycznych zna-

lazły się CU i AXA (0,0016). Oceniając zróżnicowanie dynamiki pomiędzy ING NN i pozostałymi funduszami można jednoznacznie wskazać, że największa różnica występowała w porównaniu z funduszem SKARBIEC (0,055), jak również POLSAT (0,034), a najmniejsza wobec PZU (0,003). Najbardziej dyskryminującą zmienną okazała się rentowność aktywów (ROA).

Tabela 3. Ranking OFE w ujęciu dynamicznym – tempo rozwoju

OFE	Okres ^a 2002 -2003 M ^o	Pozycja	Okres 2002 -2004 M ^o	Pozycja	Okres 2002 -2005 M ^o	Pozycja	Okres 2002 -2006 M ^o	Pozycja	Okres 2002 -2007 M ^o	Pozycja
POLSAT	0,5887	9	0,5195	1	0,2709	8	0,1639	10	0,2767	1
BANKOWY	0,6261	8	0,3644	9	0,2882	5	0,2031	6	0,2036	2
NORDEA	0,7079	2	0,4628	2	0,3149	2	0,2324	1	0,1848	3
ING NN	0,6338	6	0,4022	7	0,2561	9	0,2018	7	0,1746	4
PEKAO	0,7240	1	0,4115	6	0,329	1	0,2045	5	0,1692	5
PZU	0,6853	4	0,4324	4	0,3114	3	0,2211	3	0,1649	6
AXA	0,6791	5	0,3861	8	0,2879	6	0,2075	4	0,1590	7
CU	0,7063	3	0,4328	3	0,2851	7	0,2245	2	0,1568	8
ALLIANZ	0,6300	7	0,4206	5	0,3005	4	0,1980	8	0,1485	9
GENERALI	0,5472	10	0,3329	10	0,2381	10	0,1669	9	0,1482	10
DOM	0,3048	14	0,1730	14	0,1403	14	0,0927	14	0,1295	11
POCZTYLION	0,4061	12	0,2256	13	0,1482	13	0,1023	13	0,1268	12
AEGON	0,4970	11	0,2599	11	0,1987	11	0,1313	11	0,0994	13
AIG	0,3860	13	0,2320	12	0,1495	12	0,1208	12	0,0838	14
SKARBIEC	0,0403	15	0,0313	15	0,0218	15	0,0149	15	0,0156	15

a Zapis „2002-2003” wskazuje, że badano dynamikę lat 2002/2001 i 2003/2002, w pozostałych przypadkach analogicznie.

Źródło: Opracowanie własne, (OFE uszeregowane wyniku za okres 2002-2007).

Jest jeszcze jeden sposób porównań „dynamicznie skonstruowanych rankingów”, według miernika syntetycznego. Takie podejście jest jednak zbyt dużym uproszczeniem i odróżnieniu od przedstawionego powyżej (tempa zmian rozwoju w czasie) daje możliwość jedynie wzajemnego porównania obiektów w czasie (miernik syntetyczny), bez analizy poszczególnych zmiennych.

Wnioski

Dynamiczne metody porządkowania liniowego obiektów pod względem tempa rozwoju zmian w czasie – w stosunku do obiektu wzorcowego, czy Możliwości zróżnicowania (podobieństwa) badanych obiektów w czasie z punktu widzenia struktury tempa wzrostu indywidualnych zmiennych stanowią rozszerzenie statycznego i quasi-dynamicznego podejścia do analizy rankingów.

Tak jak w przypadku analiz o charakterze opisowym, oprócz badania struktury dokonuje się oceny dynamiki zmian w czasie badanego zjawiska, tak też na gruncie metod porządkowania liniowego obiektów wielocechowych możliwe i wskazane jest tego typu podejście. Uzyskuje się wówczas kompleksową ocenę badanego zjawiska, a wyniki ujęcia dynamicznego pozwalają zidentyfikować potencjalne czynniki zmian w czasie badanego zjawiska.

Literatura

1. Domański Cz., Pruska K., Wagner W., *Wnioskowanie statystyczne przy nieklasycznych założeniach*. Wydawnictwo UŁ, Łódź 1998.
2. Ferguson G., Takane Y., *Analiza statystyczna w psychologii i pedagogice*. Wydawnictwo PWN, Warszawa 2007.
3. Gatnar E., Walesiak M., *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo AE im. O. Langego, Wrocław 2004.
4. Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno gospodarczych*. Wydawnictwo PWN, Warszawa 1989.
5. Hellwig Z., *Zastosowanie metody taksonomicznej do topologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę wykwalifikowanych kadr*, Przegląd Statystyczny, 1968, nr 4.
6. Kolenda M., *Taksonomia numeryczna. Klasyfikacje, porządkowanie i analiza obiektów wielocechowych*. Wydawnictwo AE im. O. Langego, Wrocław 2006.
7. Mikulec A., *Ocena metod porządkowania liniowego w analizie starości demograficznej*, Wiadomości Statystyczne, 2008, nr 6.
8. Młodak A., *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Wydawnictwo Difin, Warszawa 2006.
9. Pluta W., *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*. Wydawnictwo PWE, Warszawa 1977.

10. Pocięcha J., *Rozwój metod taksonomicznych i ich zastosowań w badaniach społeczno-ekonomicznych*, Konferencja Naukowa inaugurująca obchody 90-lecia Głównego Urzędu Statystycznego „Statystyka społeczna. Dokonania – szanse – perspektywy”, (<http://www.stat.gov.pl>), Kraków 2008.
11. Strahl D. [red.], *Metody oceny rozwoju regionalnego*. Wydawnictwo AE im. O. Langego, Wrocław 2006.
12. Tarczyński W., Łuniewska M., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*. Wydawnictwo PWN, Warszawa 2006.
13. Timofiejuk I., *Pomiar dynamiki mierników ekonomicznych*, Wydawnictwo WSE-I, Warszawa 2006.
14. Zeliaś A. [red.], *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków 2000.
15. Zeliaś A. [red.], *Poziom życia w Polsce i krajach Unii Europejskiej*. Wydawnictwo PWN, Warszawa 2004.

STRESZCZENIE

Metody porządkowania liniowego obiektów, ze względu na swoją uniwersalność są często i chętnie stosowane do budowy różnego rodzaju rankingów, porównań, także dla podmiotów rynku finansowego i kapitałowego.

Głównym celem referatu jest przypomnienie metod dynamicznej budowy i oceny rankingów, mających lepsze własności oraz dających szersze możliwości analityczne i interpretacyjne, niż samo statyczne uporządkowanie obiektów.

Dla zilustrowania omawianych metod dokonano analizy rynku OFE z wykorzystaniem wybranych metod porządkowania liniowego obiektów, zarówno w ujęciu statycznym i dynamicznym (lata 2002-2007). W artykule poświęcono także uwagę zagadnieniu oceny efektywności uzyskanego wyniku porządkowania liniowego obiektów.

METHODS OF OFE MARKET ANALYSIS FROM A DYNAMIC PERSPECTIVE

SUMMARY

Linear ordering methods, for the reason of their versatility, are often and gladly used for preparing any type of rankings and comparisons of entities on both financial and capital markets.

The main aim of the paper is to present dynamic methods of making and evaluation rankings as having better properties and providing wider analytical and interpretation possibilities than only static ordering objects.

To provide an example to illustrate discussed methods, the analysis of OFE market is made, using selected linear ordering methods from both static and dynamic perspectives (years 2002-2007). The additional attention is paid to the issue concerning effectiveness evaluation of the obtained results of linear ordering objects.

Translated by A. Mikulec

Mgr Artur Mikulec
Uniwersytet Łódzki
amikulec@uni.lodz.pl