

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 4–6 września 2007 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Anna Krauze
Uniwersytet Warmińsko-Mazurski
Kazimierz Krauze
Akademia Morska w Gdyni

Modelowanie notowań otwartych funduszy emerytalnych w Polsce

1. Uwagi wstępne

Sektor emerytalny jest ważnym, znaczącym rynkiem kapitałowym. Celem tworzenia funduszy emerytalnych jest stworzenie, obok państwowego systemu ubezpieczeń społecznych, dodatkowego zabezpieczenia osób fizycznych na starość. Konta uczestników określonego funduszu zasilają po części pracodawcy, jak i sami pracownicy. Środki te winny być tak inwestowane, by zagwarantować w przyszłości wypłatę wymaganych świadczeń emerytalnych.

Fundusze, będące niezależnymi podmiotami organizacyjnymi, finansowymi i prawnymi, funkcjonują w świecie na rynku kapitałowym od kilkadziesiąt lat. W Polsce rynek ten jest stosunkowo młody. Działa on w oparciu o ustawę o organizacji i funkcjonowaniu funduszy emerytalnych¹. Na starcie reformy w 1999 roku powstało w kraju 21 Otwartych Funduszy Emerytalnych (OFE).

Istnieje szereg instrumentów rynku kapitałowego, w które lokuje się aktywa funduszu emerytalnego. Należą do nich w szczególności: obligacje (komunalne, przedsiębiorstw), bankowe depozyty oraz papiery wartościowe, lokaty w derywaty, listy zastawne². Przewiduje się, że popyt na inwestycje alternatywne, jak np. instrumenty hybrydowe (o jednoczesnych cechach instrumentów dłużnych, udziałowych i pochodnych) i syntetyczne (inwestycje w zdywersyfikowane

¹ Zob. Dzienniki Ustaw z lat 1997, nr 139, poz. 934 oraz 2003, nr 170, poz. 1651.

² Por. Dębski (2005), s. 550.

portfele oraz nieruchomości), będzie wzrastać i tym samym rola OFE będzie się znacząco zwiększać³.

Ostatnio analizę empiryczną efektywności inwestycyjnej OFE w Polsce zaprezentowano w pracy K. Krauze i A. Krauze (2007). Wobec faktu, że wyniki osiągnięte przez poszczególne fundusze są zróżnicowane, podejmowanie dalszych, pogłębionych prac w zakresie modelowania tych funduszy wydaje się przedsięwzięciem jak najbardziej zasadnym i użytecznym.

Kolejne punkty pracy prezentują omówienie wyników estymacji i weryfikacji układu równań opisujących wartości jednostek uczestnictwa najefektywniejszych OFE w Polsce, analizy kointegracji przeprowadzonej na bazie modelu wektorowej autoregresji (*vector autoregressive model*, VAR) tychże funduszy, tj. wykorzystującą procedurę Johansena (1988, 1989), oraz wnioski końcowe.

2. Budowa, estymacja i weryfikacja modelu OFE

W pracy K. Krauze i A. Krauze (2007) analizą objęto 15 OFE działających w Polsce. Fundusze te zostały porangowane przy zastosowaniu różnych kryteriów. W szczególności, opierając się na wartościach miernika efektywności Sharpa otrzymano następujące ich uszeregowanie: 1. Allianz Polska (AL), 2. Nordea (NO), 3. Pekao (PE), 4. Pocztylion (PO), 5. Ergo Hestia (HE), 6. Axa [poprzednio Winterhur] (WI), 7. Skarbiec-Emerytura (SK), 8. Commercial Union BPH CU WBK (CU), 9. PZU Złota Jesień (PZ), 10. DOM (DO), 11. ING Nationale-Nederlanden Polska (IG), 12. AIG (AG), 13. Polsat (PT), 14. Generali (GE), 15. Bankowy (BA).

W niniejszej pracy analizę, opartą na miesięcznych szeregach czasowych, zawęża się do dziesięciu pierwszych z tego rankingu funduszy. Zakres czasowy obejmuje okres od stycznia 2000 r. do marca 2007 r. Do opisu wartości jednostek poszczególnych funduszy (w zł) oznaczonych kolejno (w porządku alfabetycznym): AL_t , AG_t , CU_t , DO_t , HE_t , IG_t , NO_t , PE_t , PO_t , PZ_t , SK_t , WI_t , a ogólnie P_i ($i=1, \dots, 10$ jest numerem funduszu), wstępnie pretendują następujące zmienne:

$W20_t$ - indeks 20 największych spółek GPW w Warszawie (WIG20),

TBR_t - średni kurs 56 tygodniowych bonów skarbowych w zł,

RCR_t - stopa kredytu refinansowego w rachunku kredytu inwestycyjnego w %,

$RCRI_t$ - stopa kredytu refinansowego na refinansowanie inwestycji centralnych w %,

BRR_t - stopa redyskontowa weksli w %,

CPI_t - indeks cen konsumpcyjnych,

PPI_t - indeks cen produkcji przemysłu,

ZD_t - kurs wymienny złoty – dolar USA w zł,

³ Por. Jajuga, Ronka-Chmielowiec, Kuziak, Wojtasik (2004), s. 8.

ZE_t - kurs wymienny złoty – euro w zł,
 UR_t - stopa bezrobocia w %,

 IPI_t - indeks produkcji sprzedanej przemysłu,
 TD_t - deficyt handlowy w mld zł,
 W_t - przeciętne miesięczne wynagrodzenie w zł.

W rezultacie zastosowania standardowych procedur statystycznych wykazano, że zmienne $RCRI_t$, IPI_t , TD_t i W_t są statystycznie nieistotne w opisie każdej ze zmiennych P_{it} . Ponadto, zaobserwowano, że ma miejsce wyraźne skorelowanie składników losowych w równaniach tych zmiennych. W konsekwencji wyselekcjonowano ostatecznie następującą postać dynamicznego równania wartości jednostki i-tego funduszu (P_{it}):

$$\begin{aligned}
 P_{it} = & \beta_{1i}P_{t-1,i} + \beta_{2i}P_{t-2,i} + \beta_{3i}DWIG20_t + \beta_{4i}BS_t + \beta_{5i}SKK + \\
 & + \beta_{6i}SR_t + \beta_{7i}CPI_t + \beta_{8i}P + \beta_{9i}ZD_t + \beta_{10i}ZE_t + \beta_{11i}UR_t + \\
 & + \beta_{12i}t + \sum_{j=1}^6 \beta_{12+j,i}D(T_c^{(j)})_t + \beta_{0i} + \xi_{ti},
 \end{aligned} \quad (1)$$

gdzie: t jest zmienną czasową, $D(T_c^{(j)})_t$ jest zmienną impulsową, przyjmującą wartość 1 w pojedynczym okresie T_c (=rmm), a w pozostałych 0 (czwarta cyfra roku $r=0, 1, \dots, 7$; zaś nr miesiąca $mm=01, 02, \dots, 12$; tutaj $T_c=010, 011, 201, 301, 302, 606$)⁴, β_k ($k=1, \dots, 18$) jest k -tym parametrem strukturalnym i-tego równania, ξ_{ti} jest składnikiem losowym w tym równaniu o zerowej wartości oczekiwanej, stałej wariancji i bez autokorelacji⁵. Dopuszcza się jednak, że składniki losowe różnych równań są ze sobą jednocześnie skorelowane⁶, a więc (1) jest układem pozornie niepowiązanych regresji (*seemingly unrelated regressions*, SUR, model⁷). Właściwym podejściem w przypadku modelu SUR, jest zastosowanie estymatora uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (EUMNK), zwanego tutaj równoważnie SURE (*seemingly unrelated regressions estimator*).

Wyniki oszacowań modelu (1) z użyciem SURE zawiera Tablica 1.

⁴ Zmienna ta umożliwia ocenić chwilowy efekt (*temporary effect*) np. nowej, istotnej informacji dla analizowanego procesu. Por. K. Krauze (2002), s. 28.

⁵ Okolicznością wydatnie sprzyjającą spełnieniu tego założenia jest uwzględnienie w modelu opóźnionych zmiennych endogenicznych, tj. o 1 i 2 miesiące ($P_{t-1,i}$, $P_{t-2,i}$).

⁶ Nie można np. wykluczyć wystąpienia przypadku pominięcia w zbiorze zmiennych objaśniających czynników wspólnych dla wszystkich równań, a taka sytuacja prowadzi naturalnie do skorelowania składników losowych różnych równań modelu.

⁷ Zob. A. Zellner (1962).

Tablica 1. Wyniki estymacji modelu (1) wartości jednostek uczestnictwa OFE

Re-gres.	AL _t	CU _t	DO _t	HE _t	NO _t	PE _t	PO _t	PZ _t	SK _t	WI _t
P _{t-1,i}	.8475 [.000]	.8459 [.000]	.8326 [.000]	.8440 [.000]	.8546 [.000]	1.016 [.000]	1.0404 [.000]	.8729 [.000]	.8168 [.000]	.8766 [.000]
P _{t-2,i}	-.1467 [.000]	-.1829 [.000]	-.1791 [.000]	-.1669 [.000]	-.1796 [.000]	-.2381 [.000]	-.2538 [.000]	-.1690 [.000]	-.1699 [.000]	-.1675 [.000]
W2Q _t	.0006 [.001]	.0007 [.000]	.0009 [.000]	.0006 [.000]	.0007 [.000]	.0005 [.000]	.0006 [.000]	.0006 [.000]	.0009 [.000]	.0006 [.000]
TBR _t		-.0181 [.008]			-.0270 [.003]					-.0117 [.027]
RCR _t	-.0292 [.000]			-.1565 [.003]	-.0189 [.010]	.3237 [.000]		-.0254 [.000]		
BRR _t				.1499 [.003]		-.3234 [.000]				
CP _t				-.0371 [.000]	-.0137 [.087]			-.0205 [.006]		
PP _t		-.0115 [.000]					-.0114 [.016]		-.0114 [.000]	
ZD _t		.1291 [.000]					.1619 [.035]			
ZE _t		-.1847 [.000]	-.1251 [.002]	-.2085 [.000]	-.1503 [.000]			-.1730 [.000]		-.1631 [.000]
UR _t			.0189 [.058]							
t	.0319 [.000]	.0533 [.000]	.0488 [.000]	.0514 [.000]	.0445 [.000]	.0325 [.000]	.0426 [.000]	.0464 [.000]	.0444 [.000]	.0389 [.000]
D010 _t								-.4918 [.000]		
D011 _t								.5140 [.000]		
D201 _t		.1921 [.000]								
D301 _t			.7146 [.000]							
D302 _t			-.6039 [.000]							
D606 _t	-.7095 [.001]	-.8605 [.000]	-.7920 [.001]	-.8540 [.000]	-.9078 [.000]	-.8815 [.000]	-1.041 [.000]	-.9411 [.000]	-.6703 [.000]	-.8721 [.000]
Stała	2.973 0 [.000]	4.801 4 [.000]	2.729 4 [.000]	8.344 4 [.000]	5.621 5 [.000]	.7652 [.000]	2.3618 [.002]	5.7849 [.000]	4.3589 [.000]	3.0859 [.000]
\bar{R}^2	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.997	0.998	0.998	0.998	0.998
DW	1.954	1.950	1.805	1.957	1.950	1.907	1.817	1.918	1.915	1.943

Uwagi: W nawiasach kwadratowych podane są prawdopodobieństwa p (wytluszczone do poziomu 0.05), przy których następuje przyjęcie hipotezy o istotności danego parametru.

Źródło: obliczenia własne.

Charakterystyczne jest to, że wszystkie równania posiadają identyczny poziom maksymalnego opóźnienia w zmiennej endogenicznej. Oceny parametrów autoregresji rzędu pierwszego i drugiego zawierają się w prze-

działach odpowiednio $\langle .8168 \ 1.0404 \rangle$ i $\langle -.2538 \ -.1467 \rangle$, a więc po upływie dwóch miesięcy pojawia się umiarkowana, aczkolwiek wyraźna, ujemna korekta w zależności dodatniej w procesie autoregresji, obserwowana z opóźnieniem jednego miesiąca. W efekcie skumulowany efekt (po dwóch miesiącach) zawiera się tu w przedziale $\langle .6469 \ .7866 \rangle$ (dystrans pomiędzy funduszami SK i PO). Wzrostowi indeksu W20_t o 1000 punktów odpowiada przeciętnie nieznaczny wzrost wartości jednostek uczestnictwa w przedziale $\langle 0.6 \ 0.9 \rangle$ zł. We wszystkich równaniach występuje istotny, dodatni trend deterministyczny. Przyrost wartości jednostek funduszy z tego tytułu kształtuje się w skali miesiąca w przedziale $\langle .0319 \ .0533 \rangle$ zł. W przypadku siedmiu równań (tj. bez AL_t , PE_t i SK_t) istotne są wahania kursów na rynku walut. Dotyczy to w szczególności często występującego, zawsze dodatniego efektu spadku notowań euro oraz sporadycznie pojawiającego się ujemnego efektu spadku notowań dolara. W przypadku sześciu równań (tj. bez AL_t , DO_t , PE_t i WI_t) istotny jest czynnik inflacji mierzonej indeksami CPI_t bądź PPI_t. 1% spadek jej poziomu podnosi wartość jednostek funduszy w przedziale $\langle .0114 \ .0371 \rangle$ zł. W połowie równań (tj. dla CU_t , HE_t , NO_t , PO_t , PZ_t i SK_t) istotny jest wpływ stóp procentowych. Sumaryczny efekt dwóch kategorii takich stóp ujętych w modelu (RCR_t i BRR_t) jest generalnie ujemny. W trzech równaniach (dla CU_t , NO_t , WI_t) zaznacza się ujemny wpływ wzrostu oprocentowania bonów skarbowych (efekt wzrostu zainteresowania relatywnie mniej rentowną inwestycją). Tylko w jednym równaniu, tj. dla CU_t , istotny jest poziom stopy bezrobocia, tzn. jego spadkowi towarzyszy spadek wartości jednostki tego funduszu. Ponadto, charakterystyczne jest pojawienie się we wszystkich równaniach w czerwcu 2006 r. jednookresowego spadku wartości jednostek, które wahało się w przedziale $\langle -.6703 \ -1.0411 \rangle$ zł. Dalsze zmienne impulsowe pojawiają się sporadycznie (łącznie pięć impulsów w trzech równaniach). Oszacowania wyrazu wolnego, zawierające się w przedziale $\langle .7652 \ 8.3444 \rangle$ zł, wskazują na znacznie różny poziom stałej składowej wartości jednostki funduszu. Należy podkreślić, że wszystkie równania cechuje bardzo wysokie dopasowanie. W jednym równaniu skorygowany współczynnik determinacji (\bar{R}^2) jest na poziomie 99.7%, a w pozostałych aż 99,8%. W rezultacie użycia dynamicznej specyfikacji modelu usunięty został problem autokorelacji składnika losowego w poszczególnych równaniach⁸.

⁸ Wartości statystyk DW Durбина-Watsona zbliżają się do 2.

3. Analiza kointegracji

Rozpatrzono pewną uproszczoną alternatywę dla modelu (1)⁹ w wersji następującej specyfikacji wektorowego modelu korekty błędem VEC(2):

$$\Delta \mathbf{z}_t = \Delta \mathbf{z}_{t-1} \mathbf{\Gamma}_1 + \mathbf{z}_{t-2} \mathbf{\Pi} + [t \ 1][a_1 \ a_0]' + \mathbf{u}_t, \quad \mathbf{z}_t = [\mathbf{y}_t \ \mathbf{x}_t], \quad (2)$$

(otrzymanego z $\mathbf{z}_t = \mathbf{z}_{t-1} \mathbf{A}_1 + \mathbf{z}_{t-2} \mathbf{A}_2 + [t \ 1][a_1 \ a_0]' + \mathbf{u}_t$), gdzie: \mathbf{y}_t , \mathbf{x}_t i \mathbf{u}_t , są wektorami wierszowymi t-tych obserwacji kolejno na $I(=10)$ bieżących zmiennych endogenicznych (wartości jednostek 10 funduszy), $K(=5)$ zmiennych egzogenicznych ($W20_t$, TBR_t , RCR_t , PPI_t , ZE_t) oraz składników losowych poszczególnych równań tego układu, Δ jest operatorem pierwszego przyrostu, $[a_1 \ a_0]$ jest wektorem wierszowym, a $\mathbf{\Gamma}_1 = \mathbf{A}_1 - \mathbf{I}$ i $\mathbf{\Pi} = \mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 - \mathbf{I}$ są macierzami $(I+K) \times I$ parametrów. W oparciu o dostępny w programie MFIT 4.0 rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF) stwierdzono, że rozpatrywane zmienne endogeniczne i egzogeniczne są zintegrowane w stopniu 1. Jeśli istnieje r wektorów kointegrujących, to $\mathbf{\Pi} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}'$ jest macierzą długookresową, przy czym $\boldsymbol{\beta}$ i $\boldsymbol{\alpha}$ są $(I+K) \times r$ -wymiarowymi macierzami: kointegrującą (*cointegrating matrix*) oraz dostosowań (*adjustment matrix*), której elementy mierzą szybkość dostosowania poszczególnych zmiennych do trajektorii równowagi.

W analizie kointegracji opartej na procedurze Johansena (1988, 1989), wykorzystuje się testy maksymalnej wartości własnej (Lmax) oraz śladu. Johansen i Juselius (1990) sugerują, że należałoby preferować pierwszy z tych testów. Obliczenia przeprowadzono w wariancie bez przyjmowania restrykcji na wyrazie wolnym oraz współczynniku kierunkowym trendu. Wartości empiryczne statystyki Lmax na poziomie rozstrzygania pomiędzy 3 i 4 oraz 4 i 5 wektorami kointegrującymi wynoszą 64.08 i 54.33. Pierwsza z nich przewyższa wartości krytyczne przy poziomach istotności 0.05 i 0.1 (63.86 i 60.60), co oznacza, że są przynajmniej 4 wektory kointegrujące. Ponieważ druga z tych wartości (tj. 54.33) jest już mniejsza od wartości krytycznych na poziomach istotności 0.05 i 0.1 (58.00 i 54.75), stąd też jest brak podstaw do odrzucenia hipotezy o istnieniu 4 wektorów kointegrujących. Oszacowana metodą największej wiarygodności (MNW) macierz kointegrująca (z uwzględnieniem także wersji znormalizowanej) jest zamieszczona w Tablicy 2. Z kolei iloczyn macierzy dostosowań i (transponowanej) kointegrującej, dający oszacowanie macierzy parametrów długookresowych, przedstawiony jest w Tablicy 3. Zwracają tam uwagę w szczególności ujemne, poza równaniem dla CU, oceny wartości współczynników autoregresji poszczególnych równań.

⁹ W obliczeniach użyto programu MFIT 4.0, autorstwa M.H. Pesaran, B. Pesaran (1997). W związku z ograniczeniami numerycznymi tego programu, możliwe jest uwzględnienie w badaniu (poza stałą i trendem) łącznie do maksymalnie 15 zmiennych.

Tablica 2. Oszacowanie MNW macierzy kointegrującej β

Zmienna	Wektor 1	Wektor 2	Wektor 3	Wektor 4
AG	-0.4190 (-1.0000)	-.07725 (-1.0000)	0.0205 (-1.0000)	0.4680 (-1.0000)
CU	1.2269 (2.9282)	-0.8112 (-10.5010)	0.2717 (-13.2609)	0.0606 (-0.1295)
DO	-0.1977 (-0.4719)	0.2294 (2.9697)	-0.6785 (33.1186)	0.4427 (-0.9458)
HE	1.5809 (3.7730)	-0.8893 (11.5119)	0.1836 (-8.9605)	-0.7406 (1.5824)
NO	-1.1308 (-2.6986)	-0.6563 (-8.4959)	-0.8548 (41.7289)	-1.2336 (2.6359)
PE	0.5096 (1.2161)	-0.2656 (-3.4380)	0.3084 (-15.0521)	0.1802 (-0.3850)
PO	-0.0983 (-0.2346)	0.1569 (2.0316)	-0.4150 (20.2573)	-0.0636 (0.1359)
PZ	-0.0448 (-0.1069)	1.2061 (15.6141)	1.9908 (-97.1795)	1.1066 (-2.3644)
SK	-0.6428 (-1.5341)	0.6000 (7.7674)	0.5849 (-28.5510)	0.2014 (-0.4302)
WI	-0.6797 (-1.6221)	0.3347 (4.3325)	-1.4030 (68.4873)	-0.5405 (1.1548)
W20	-0.0004 (-0.0008)	-0.0001 (-0.0012)	.00001 (-0.0005)	-0.0002 (0.0004)
TBR	0.1152 (0.2749)	-0.0749 (-0.9693)	0.1698 (-8.2884)	-0.0589 (0.1258)
RCR	-0.0439 (-0.1048)	0.0772 (0.9999)	-0.0579 (2.8262)	-0.0089 (0.0190)
PPI	-0.0058 (-0.0138)	-0.0349 (-0.4516)	-0.0215 (1.0505)	-0.0136 (0.0290)
ZE	0.2659 (0.6346)	-0.0552 (-0.7147)	-0.3034 (14.8122)	-0.1227 (0.2621)

Uwagi: W nawiasach podane są wartości znormalizowane wektorów. Dla uproszczenia pomija się subskrypty t przy zmiennych.

Źródło: obliczenia własne.

Tablica 3. Oszacowanie MNW macierzy długookresowej Π

	AG	CU	DO	HE	NO	PE	PO	PZ	SK	WI
AG	-.4172	.2094	.1739	.2912	.1906	.0914	.0076	.1054	.2712	.1469
CU	.7001	.1765	.4563	.0946	.4518	-.0060	.6577	.3378	.4919	.3516
DO	.1333	.3859	-.0496	.3081	.4042	.2508	-.1308	.2674	.3086	.1409
HE	1.240	-.1227	.3156	-.2274	.1498	-.0305	.7004	.3277	.1955	.1878
NO	.2727	-.1219	.2249	.2605	-.3085	.6282	.0805	.7452	.1943	.0524
PE	.1113	.0539	.1785	.0110	.1652	-.0962	.2461	.0120	.1546	.1241
PO	.1974	.0807	-.1121	.0432	.0634	.1284	-.1099	.1131	.0169	-.0135
PZ	-1.770	-.5351	-.5150	-.6874	-.6647	-1.1217	-.5826	-1.6613	-1.068	-.5609
SK	-.9169	-.2982	-.2940	-.2509	-.4754	-.3346	-.4204	-.6379	-.5439	-.3234
WI	.5690	.1616	-.2995	.1671	.0372	.5215	-.3447	.4772	.0392	-.0641
W20	-.0002	-.0001	.00004	.00003	-.0001	.0001	-.00002	.00004	-.00003	-.00003
TBR	-.0050	-.0662	.0302	-.0601	-.0535	-.0628	.0571	-.0518	-.04025	-.0113
RCR	.0012	-.0038	-.0491	-.0138	-.0168	.0044	-.0509	-.0180	-.0363	-.0264
PPI	.0183	.0103	.0196	.0179	.0128	.0196	.0172	.0317	.0261	.0147
ZE	.4060	.0795	-.0107	.0182	.1325	.1012	.0640	.1702	.0943	.0516

Uwagi: Pomija się subskrypty t przy zmiennych.

Źródło: obliczenia własne.

4. Wnioski końcowe

Rezultaty dotychczasowych badań autorów potwierdziły celowość kontynuowania prac w zakresie modelowania otwartych funduszy emerytalnych. Oparcie się w przedłożonej pracy na dynamicznej specyfikacji modelu SUR, dopuszczającej pojawianie się chwilowych, znaczących efektów różnych nowych

informacji na rynku finansowym, okazał się doborem trafnym i, jak się okazuje, owocnym. Można mieć nadzieję, że zastosowane narzędzia okażą się także użyteczne w szeregu problemach pokrewnych. Podjęte zostało także ważne zagadnienie w badaniu procesów finansowych, jakim jest analiza kointegracji. Ograniczone ramy tego opracowania nie pozwalają na pełniejszą, zwłaszcza pod kątem prognostycznym, eksplorację tego kierunku badań. Będzie on przedmiotem badań i dociekań autorów w ich następnych pracach.

Literatura

- Dębski, W. (2005), *Rynek finansowy i jego mechanizmy. Podstawy teorii i praktyki*, PWN, Warszawa.
- Dziennik Ustaw, (1997), nr 139, (2003), nr 170.
- Jajuga, K., Ronka-Chmielowiec, W., Kuziak, K., Wojtasik, A. (2004), Polityka inwestycyjna otwartych funduszy emerytalnych – istniejące rozwiązania i propozycje zmian, w: Jajuga, K., Szumlicz, T. (red.), *Forum dyskusyjne ubezpieczeń i funduszy emerytalnych*, Wydawnictwo EDYTOR S.A., Warszawa, 7–27.
- Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Johansen, S. (1989), *Likelihood Based Inferences in Cointegration. Theory and Applications*, Cento Interuniversitario di Econometria (CIDE), Bologna.
- Johansen, S., Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- Krauze, K. (2002), *Modelowanie ekonometryczne i weryfikacja hipotez dotyczących integracji i kointegracji szeregów czasowych w warunkach występowania załamań strukturalnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
- Krauze, K., Krauze, A. (2007), Modelling the Open Pension Funds: the Case of Poland, referat na VII Międzynarodową Konferencję Naukową Katedry Ekonometrii WSE Uniwersytetu Łódzkiego, *Forecasting and Economic Decision-making. FindEcon2007*, Łódź.
- Pesaran, M.H., Pesaran, B. (1997), *Microfit 4.0. An Interactive Econometric Software*, Oxford University Press, Oxford.
- Zellner, A. (1962), An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348–368.