

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LIV
WARSZAWA
MAJ 2009

5

w numerze m.in.:

SYLWIA KOSZNIK-BIERNACKA

Modelowanie czasu życia chorych na nowotwory

JACEK BIAŁEK, ARTUR MIKULEC

Analiza wartości jednostek uczestnictwa i stóp zwrotu OFE

JAN CZEMPAS, ZOFIA MAJEWSKA

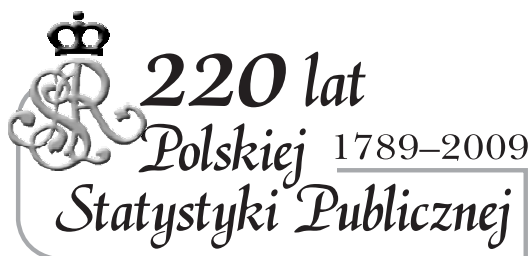
Analiza wyników osiągniętych przez otwarte fundusze inwestycyjne



NR **5** (576)
MAJ 2009

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO
I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO



Dzień Statystyki Polskiej

9 marca br. obchodzony był po raz pierwszy Dzień Statystyki Polskiej. Pomysł ustanowienia takiego święta zrodził się podczas zeszłorocznych obchodów jubileuszu 90-lecia powstania GUS.

Inicjatywa Rady Głównej PTS, podjęta w porozumieniu z Komitetem Statystyki i Ekonometrii PAN oraz Prezesem GUS, zaowocowała uchwałą o organizowaniu co roku ogólnopolskiego Dnia Statystyki Polskiej. Została ona przyjęta jednogłośnie 2 grudnia ub.r. na rozszerzonym posiedzeniu Komitetu Statystyki i Ekonometrii PAN z udziałem działaczy PTS i przedstawicieli GUS.

Po dyskusji w gronie naukowców i praktyków statystyków na święto wybrano 9 marca, kiedy to w tym roku przypadała 220 rocznica debaty Sejmu Czteroletniego nad przeprowadzeniem pierwszego ogólnokrajowego spisu ludności

i domów. Ówczesne masowe badanie statystyczne miało być świadectwem modernizacji państwa polskiego w dramatycznym momencie schyłku I Rzeczypospolitej. Znalazło ono kontynuację w odrodzonym w 1918 r. państwie. Nie da się zatem przecenić znaczenia obrad sejmowych w 1789 r. dla kształtowania nowoczesnej państwowości polskiej.

Ustanowienie honorowego święta dla środowiska statystyków ma zwracać uwagę społeczną na zwiększającą się rolę statystyki we współczesnej cywilizacji elektronicznej. Służyć ono będzie upowszechnianiu wiedzy statystycznej, działań podejmowanych przez statystykę publiczną, dokonań nauki oraz praktyki badań demograficznych i statystycznych. Dzień ten może stać się okazją do wyróżnienia osób szczególnie zasłużonych, mających bogaty dorobek twórczy. Będzie to bowiem wyraz pamięci o ciągłości historycznej spisów powszechnych i w ogóle statystyki, bez której nie można sobie wyobrazić prawdziwej wiedzy o państwach i ich społeczeństwach. A przecież informacje statystyczne są też potrzebne, do sensownego funkcjonowania, każdemu z nas.

Tegoroczny, inauguracyjny Dzień Statystyki Polskiej stał pod znakiem specjalnego seminarium naukowego. Jego tematyka sprowadzała się do idei dobrych spisów dla dobrego państwa. Uroczysty charakter odchodów honorowego święta statystyków podkreślał fakt zorganizowania spotkania w murach Sejmu RP.

Otwarcia debaty dokonał prof. dr hab. Józef Oleński — Prezes GUS, który nakreślił bogatą panoramę problematyki spisowej. Seminarium prowadził prof. dr hab. Andrzej Barczak, przewodniczący Komitetu Statystyki i Ekonometrii PAN. W części oficjalnej obrad z udziałem profesjonalistów i zaproszonych gości odczytano listy okolicznościowe od Prezydenta RP Lecha Kaczyńskiego i Marszałka Sejmu Bronisława Komorowskiego (zamieszczamy je odrębnie). Następnie słowa powitalne wygłosili Jan Guz, przewodniczący Rady Statystyki, Kazimierz Kruska, prezes PTS (tekst drukujemy osobno) i Zbigniew Strzelecki, przewodniczący Rządowej Rady Ludnościowej.

Z kolei przedstawiono w oryginalnej formie referaty upamiętniające pierwszy spis ludności oraz fascynującą wizję badań masowych z użyciem najnowszych narzędzi elektroniki. Ich autorami byli:

- prof. dr hab. Juliusz Łukasiewicz (Uniwersytet Warszawski) — *Spisy powszechne w Polsce i na ziemiach polskich do 1939 r.*;
- prof. dr hab. Irena E. Kotowska (SGH) — *Przemiany demograficzne Polski w świetle spisów powszechnych*;
- prof. dr hab. Jan Paradysz (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) — *Spis jako źródło informacji o warunkach życia ludności*;
- dr hab. Zbigniew Strzelecki (prof. SGH) — *Spisy ludności w Polsce a potrzeby administracji*;
- mgr Janusz Dygasiewicz (dyrektor Centralnego Biura Spisowego GUS) — *Spisy powszechne XXI wieku*;
- prof. dr hab. Mirosław Szreder (Uniwersytet Gdański) — *Statystyka w państwie demokratycznym*.

Pierwsze referaty wydrukujemy w najbliższych numerach „Wiadomości Statystycznych”.

Oceny seminarium dokonał Prezes GUS J. Oleński. Dziękując uczestnikom obrad za udział w spotkaniu, zwrócił szczególną uwagę na zachowanie tajemnicy statystycznej w badaniach nie tylko spisowych. Ma to niebagatelne znaczenie dla stworzenia sprzyjającej atmosfery społecznej do przeprowadzania zwłaszcza spisów powszechnych. Tylko rzetelność badawcza statystyków zapewnia przychyłność respondentów i opinii publicznej. Jest to niezbywalny wymóg wobec statystyki wszystkich jej użytkowników, zarówno indywidualnych jak i zbiorowych. Obowiązki statystyczne państwa wynikają z potrzeby zapewnienia obywatelom bezpieczeństwa przez prowadzenie polityki gospodarczej i społecznej opartej na solidnych podstawach.

W programie przyszłych obchodów święta zawodowego naukowców i praktyków statystyki przewidziano tzw. dni otwarte urzędów oraz instytucji statystycznych. Nie zabraknie również wykładów publicznych, akcji internetowych i multimedialnych. Odbywać się będą również konkursy dla młodzieży szkolnej, a także na wyróżniające się prace magisterskie, doktorskie, habilitacyjne i inne wybitne osiągnięcia nauki i praktyki statystycznej. Co roku będzie wybierany przewodni temat obchodów Dnia Statystyki Polskiej, organizowanego w poszczególnych miastach wojewódzkich.

Oprac. **Anatol Kula**



Prezydent
Rzeczypospolitej Polskiej

Warszawa, 9 marca 2009 roku

Organizatorzy i Uczestnicy
uroczystości z okazji
Dnia Statystyki Polskiej

przekazuję słowa serdecznych pozdrowień organizatorom i uczestnikom odbywających się w gmachu Sejmu RP uroczystości z okazji pierwszego Dnia Statystyki Polskiej. Pozdrawiam prelegentów seminarium naukowego, upamiętniającego pierwszy spis ludności w Rzeczypospolitej Polskiej. 9 marca 1789 roku sekretarz wielki litewski Fryderyk Józef Moszyński przedstawił Sejmowi Czteroletniemu informację o sytuacji finansowej kraju i województw oraz projekt przeprowadzenia ogólnokrajowego spisu ludności połączonego ze spisem domów. To jedna z ważniejszych dat w historii polskiego państwa i polskiej statystyki. Mija właśnie dwieście dwadzieścia lat od tego wydarzenia.

Uchwalona już w czerwcu 1789 roku przez Sejm Czteroletni *Lustracja dymów i podanie ludności* stanowiła jeden z wyraźnych sygnałów dźwignia się Rzeczypospolitej Obojga Narodów z ustrojowego chaosu czasów saskich. Główną intencją przyświecającą twórcom projektu było zebranie danych do ustalenia wymiaru podatku na utrzymanie stałej armii. Celem było zatem stworzenie warunków do powołania tej własnej siły, której brak tak boleśnie odbił się na kondycji Rzeczypospolitej. Budząca się w drugiej połowie XVIII stulecia myśl patriotyczna znalazła swój wyraz także w nowoczesnym podejściu do kwestii administracyjnych. I choć inicjatywa ta, na równi z wieloma innymi reformami, w tym największym dziełem Sejmu Czteroletniego – Konstytucją 3 Maja – nie zdołała już wzmocnić państwa i zapobiec katastrofie rozbiorów, to jednak postawiła nasz kraj wśród prekursorów badań statystycznych w skali światowej. Będąc gościem Głównego Urzędu Statystycznego chciałbym przywołać i jego tradycje. Już bowiem utworzone w 1810 roku, w czasie Księstwa Warszawskiego, Biuro Spisowe było jedną z pierwszych centralnych instytucji statystycznych w Europie, zaś powołany w lipcu 1918 roku reskryptem Rady Regencyjnej Główny Urząd Statystyczny był jednym z fundamentalnych urzędów państwowych odradzającej się Rzeczypospolitej.

Wspominając te bogate tradycje historyczne rodzimej statystyki, nie sposób nie zauważyć, że instytucjonalizacja badań statystycznych nieodmiennie towarzyszyła procesom odradzania się czy zdrowienia polskiej państwowości. To nie przypadek, statystyka jest bowiem dla państwa rodzajem wiedzy o wspólnocie obywatelskiej, o własnej kondycji, atutach, słabościach i potrzebach. Nie tylko opisując *status quo*, lecz także rejestrując tendencje i zmiany, badania statystyczne dostarczają informacji osobom i instytucjom mającym wpływ na podejmowanie najważniejszych decyzji w państwie. Trudno także wyobrazić sobie, by podmioty współczesnego rynku mogły sprawnie działać bez dostępu do wskaźników ekonomicznych, dostarczanych przez statystyków. Okazją do przypomnienia doniosłości statystyki dla wspierania zrównoważonego rozwoju naszego kraju były zeszłoroczne obchody jubileuszu dziewięćdziesięciolecia Głównego Urzędu Statystycznego, które miałem zaszczyt objąć honorowym patronatem.

Điękując inicjatorom i organizatorom Dnia Statystyki Polskiej za tę cenną inicjatywę, życzę Państwu, aby dzisiejsze uroczystości oraz seminarium naukowe były okazją do interesującej debaty, a także przyczyniły się do popularyzacji wiedzy o metodach i zadaniach statystyki.



Warszawa, 09 marca 2009 r.

Marszałek Sejmu
Rzeczypospolitej Polskiej

*Uczestnicy i Organizatorzy
Seminarium Naukowego
z okazji Dnia Statystyki Polskiej*

Szanowni Państwo,

dzisiejsze święto - Dzień Statystyki Polskiej jest doskonałą okazją, bym mógł – choć niezmiernie żałuję, że nie czynię tego osobiście – zwrócić się do wszystkich zgromadzonych. Żałuję tym bardziej, że to spotkanie jest zbieżnością obchodów 90-lecia Głównego Urzędu Statystycznego. Zatem tą drogą chciałbym przekazać serdeczne pozdrowienia i słowa podziękowania za Państwa codzienną pracę. Dzięki naukowej precyzji, wytrwałemu gromadzeniu danych oraz wnikliwej ich analizie procesy zachodzące w kraju obrazowane są liczbami. Wyniki, czasem dają poczucie satysfakcji, niekiedy budzą niepokój, ale trudno jest bez nich sprawnie zarządzać zarówno państwem, jak i małym przedsiębiorstwem.

Już 220 lat temu ogromne znaczenie badań statystycznych dostrzegł Fryderyk Józef hrabia Moszyński, postulując przeprowadzenie spisu ludności na terenie całego kraju. Nie muszę podkreślać jak nowatorska była to idea, jak wielkie znaczenie miała w procesie naprawy Rzeczypospolitej. Rad jestem, że podczas dzisiejszego Seminarium Naukowego upamiętnicie Państwo to historyczne wydarzenie. Bowiem ta część historii oraz piękna tradycja polskiej myśli statystycznej są wciąż zbyt mało znane i z pewnością zasługują na trwałą pamięć.

Nie mogąc uczestniczyć w dzisiejszych doniosłych obchodach, pragnę tą drogą przekazać życzenia owocnych obrad oraz wielu naukowych inspiracji.

Z wyrazami szacunku

Bronisław Komorowski

Wystąpienie dra Kazimierza Kruszki prezesa Polskiego Towarzystwa Statystycznego na seminarium naukowym w Warszawie

**Szanowny Panie Prezesie Głównego Urzędu Statystycznego,
Szanowni Państwo!**

W imieniu Polskiego Towarzystwa Statystycznego pragnę pogratulować Głównemu Urzędowi Statystycznemu pomysłu zorganizowania seminarium naukowego upamiętniającego Pierwszy Spis Ludności w Rzeczypospolitej Polskiej. Szczególnie chciałbym podkreślić dwie znamienne okoliczności związane z tym bardzo potrzebnym i wielce obiecującym spotkaniem liczego grona polskich statystyków, jakimi są termin i miejsce obrad.

Seminarium odbywa się 9 marca, a więc w Dniu Statystyki Polskiej, którego obchody ustanowiła wspólna uchwała Rady Głównej PTS, Komitetu Statystyki i Ekonometrii PAN oraz Prezesa GUS. Od przyjęcia tej uchwały (2 grudnia 2008 r.) upłynęły zaledwie trzy miesiące, a już jej postanowienia są realizowane. Dzisiejsze seminarium jest bowiem silnym akcentem w centralnie zorganizowanym i po raz pierwszy uroczystie obchodzonym Dniu Statystyki Polskiej, co zapewne zostanie utrwalone w kronikach jako wydarzenie inauguracyjne nowej tradycje w dziejach naszej społeczności. Jej dalszy ciąg powinien znaleźć wyraz w kolejnych latach, jako inicjatywy przygotowane i realizowane przez różne ośrodki wojewódzkie. Gotowość do takiego działania w roku 2010 zgłosiło już środowisko wielkopolskie z Uniwersytetem Ekonomicznym w Poznaniu na czele. Sądzimy, że w roku 2012 centralne obchody Dnia Statystyki Polskiej powinny być zorganizowane w Krakowie, gdzie 9 kwietnia 1912 r. powstało PTS i dlatego w stolicy Małopolski planuje się zlokalizować główne uroczystości związane ze 100-leciem tej organizacji. Mam nadzieję, że obchodom centralnym co roku towarzyszyć będą liczne i różnorodne działania o zasięgu regionalnym, ukierunkowane dziedzinowo bądź środowiskowo, czy też o charakterze międzyregionalnym i interdyscyplinarnym.

Miejsce, które wybrano na dzisiejsze obrady statystyków też ma wymowę symbolu. Jesteśmy bowiem w Sali Kolumnowej Sejmu RP, a ta okoliczność przywołuje pamięć o wystąpieniu posła Fryderyka hrabiego Moszyńskiego, który w trakcie Sejmu Czteroletniego (9 marca 1789 r.) przedstawił projekt przeprowadzenia *Lustracyi dymów i podania ludności*, co — umownie — traktujemy jako początek statystyki publicznej w Polsce. Z tym miejscem silnie kojarzy się również dedykacja, którą Stanisław Staszic, wybitny Wielkopolec, w podtytule swego dzieła „O statystyce Polski” (1807 r.) zapisał słowami: *Krótki rzut wiadomości potrzebnych tym, którzy ten kraj chcą oswobodzić i którzy w nim chcą rządzić*. Przywołane tu daty każą postrzegać zadania i rangę współczesnych służb statystyki publicznej w naszym kraju także w kontekście tradycji liczącej już ponad 220 lat, a dzisiejsze seminarium jest doskonałą okazją do takiej refleksji.

Organizatorzy seminarium, programując obrady, bez wątpienia chcieli powiązać historię polskiej statystyki ze współczesnością, wykazać niezbędność i użyteczność badań statystycznych, a zarazem podkreślić wielką odpowiedzialność, która spoczywa na barkach ich realizatorów. Świadczy o tym chociażby dobór tematyki referatów i ranga ich autorów, a także fakt, że obrady odbywają się niemal w przeddzień wielkich operacji badawczych, jakimi są *Powszechny Spis Rolny 2010* oraz *Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011*. Jestem przekonany, że przesłania płynące z treści zgłoszonych tutaj opracowań i dyskusji nad nimi dotrą do właściwych adresatów, a wzmocni je powaga miejsca obrad i zbiorowy głos uczestników seminarium.

Dzisiejsze seminarium zgromadziło liczne grono przedstawicieli społeczności statystyków polskich. Przybyli na nie naukowcy z różnych ośrodków akademickich, pracownicy służb statystyki publicznej, członkowie PTS i osoby nienależące do tej organizacji, profesjonalisci z wielu dziedzin, czynni zawodowo lub realizujący się w innej formie aktywności. Liczebność i skład tego audytorium dają podstawy do stwierdzenia, że ustanowienie Dnia Statystyki Polskiej było dobrą inicjatywą, która rozwinie się w przyszłości i przyniesie wiele pożytku.

W imieniu własnym i Rady Głównej PTS pragnę gorąco podziękować Panu Prezesowi GUS — prof. drowi Józefowi Oleńskiemu — za zaproszenie na dzisiejsze seminarium naukowe. Jestem przekonany, że to świetnie przygotowane spotkanie będzie dobrym początkiem nowej tradycji związanej z obchodami Dnia Statystyki Polskiej.

Całej społeczności statystyków przekazuję życzenia dalszych sukcesów i satysfakcji z pełnionej misji, a zebranym dzisiaj w Sali Kolumnowej Sejmu RP życzę owocnych obrad, nawiązania nowych kontaktów i wzmocnienia starych więzi.

STUDIA METODOLOGICZNE

Natalia NEHREBECKA, Sylwia GRUDKOWSKA

Wykorzystanie metody *epsilon* do badania wpływu czynników determinujących opinie konsumentów

Wskaźniki koniunktury konsumenckiej dostarczają informacji o subiektywnej ocenie zjawisk ekonomicznych przez respondentów. Najczęściej są one zbudowane na podstawie badań opinii na temat bieżącej i przyszłej sytuacji ekonomicznej kraju i gospodarstw domowych, pozycji na rynku pracy oraz planów inwestycyjnych. Pomimo że dane, których źródłem są tego typu badania, mają

charakter subiektywny, stanowią cenne źródło informacji o kierunku rozwoju procesów ekonomicznych w gospodarce. Przykładowo, oczekiwania płacowe znalazły zastosowanie w teorii cyklu życia w charakterze predyktorów wydatków gospodarstw domowych. Opinie i prognozy konsumenckie mają również istotne znaczenie dla kształtowania się cykli koniunkturalnych. Zostały one włączone przez Samuelsona do modelu wyjaśniającego bieżący poziom konsumpcji za pomocą oczekiwań co do wysokości przyszłego dochodu (Westerhoff, 2006).

Badania empiryczne wskazują, że kształtowanie się prognoz dokonywanych przez konsumentów ma w dużej mierze charakter ekstrapolacji bieżących i przeszłych wartości. W szczególności dotyczy to oczekiwań inflacyjnych. Przeprowadzone badania dotyczące strefy euro (Forsells, Kenny, 2002) wskazują, że oczekiwania inflacyjne są nieobciążonym estymatorem przyszłego kierunku rozwoju inflacji. Autorzy stwierdzili również, że predykcje nie są w pełni efektywne, gdyż błędy prognoz nie mają charakteru losowego i mogą być objaśnione przy pomocy informacji o podaży pieniądza oraz wysokości stóp procentowych. Oznacza to, że wpływ innych zmiennych na przewidywaną inflację nie jest zanedbywany.

Celem artykułu jest zbadanie wpływu niektórych zmiennych makroekonomicznych na formułowanie prognoz konsumenckich. Oszacowana zostanie również wielkość udziału poszczególnych zmiennych w wyjaśnieniu danego wskaźnika koniunktury. Uzyskane wyniki posłużą do weryfikacji hipotezy, że każdy ze wskaźników koniunktury kształtuje się pod dominującym wpływem innego zestawu zmiennych.

KORELACJA ZMIENNYCH A EFEKTY BEZPOŚREDNIE, CAŁKOWITE I CZĘŚCIOWE

Charakterystycznym problemem modeli ekonomicznych jest wysoka korelacja zmiennych objaśniających. Jest ona spowodowana współzależnością zjawisk ekonomicznych wynikającą z faktu, że na kształtowanie się regresorów wybranych do modelu często wpływają te same zjawiska. W wyniku tego zmienne objaśniane wykazują zbliżony trend. W przypadku silnego skorelowania zmiennych określenie wkładu każdej z nich w wyjaśnienie zmiennej zależnej jest problematyczne. Utrudnione jest wówczas wybranie zbioru regresorów, których wkład w predykcję badanej wielkości jest znaczący. Problem ten stanowi poważną przeszkodę w analizie mechanizmów ekonomicznych.

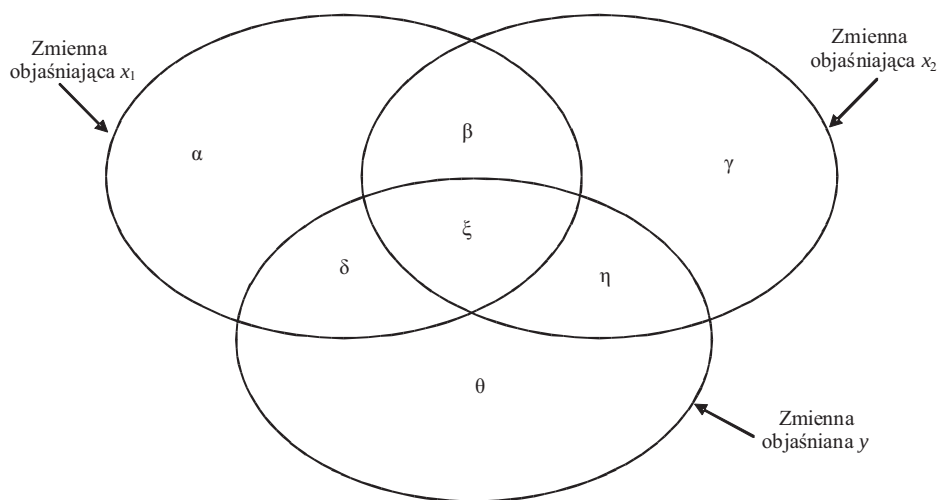
Obecnie istnieje kilka sposobów szacowania relatywnego wpływu regresorów na zmienną zależną. Większość z nich nie uwzględnia w sposób kompletny interakcji pomiędzy zmiennymi, w wyniku czego część informacji dotycząca korelacji jest przez nie pomijana.

Optymalna metoda powinna prowadzić do obliczenia wskaźnika relatywnej siły regresora (Johnson, 2000). Jest on zdefiniowany jako wkład zmiennej niezależnej w estymację zmiennej objaśnianej, uwzględniający zarówno bezpośredni wpływ tej zmiennej na kształtowanie się badanego zjawiska, jak i jej pośrednie

działanie w połączeniu z innymi zmiennymi objaśniającymi. Algorytmem spełniającym ten warunek jest m.in. metoda *epsilon*.

W przypadku zmiennych ortogonalnych względny wkład każdego regresora może być zdefiniowany jako stosunek współczynnika korelacji pomiędzy jednym z tych regresorów a zmienną objaśnianą do kwadratu współczynnika korelacji wielorakiej wszystkich zmiennych modelu. W typowych sytuacjach nie można jednak uznać, że regresory są od siebie niezależne. Na wykresie 1 przedstawiono schemat powiązań pomiędzy zmiennymi niezależnymi a zmienną zależną w modelu o postaci $y = X\beta + \varepsilon$, gdzie y jest wektorem obserwacji zmiennej objaśnianej, X jest macierzą obserwacji dwóch zmiennych objaśniających: x_1 i x_2 , β jest wektorem nieznanych parametrów, ε — wektorem zaburzeń losowych.

Wykr. 1. ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY WARIANCJAMI ZMIENNYCH W MODELU Z DWOMA REGRESORAMI



Źródło: opracowanie własne.

Na wykresie zobrazowano wariancję każdej ze zmiennych modelu. Suma składowych α , β , δ i ζ oznacza wariancję zmiennej x_1 . Wariancja zmiennej x_2 jest równa sumie wartości γ , β , η i ζ , natomiast wariancja y jest równa sumie

δ , θ , η i ζ . Wartości δ oraz η to części wariancji y wyjaśnione indywidualnie przez odpowiednio x_1 i x_2 . Wariancja y wyjaśniona wspólnie przez x_1 i x_2 wynosi ζ .

Przedstawiony schemat można wykorzystać do ilustracji wskaźników relatywnego wpływu wyróżnionych przez Lebreton i in. (2004). Pierwszy z nich jest oparty na bezpośrednim wpływie regresorów x_1 i x_2 na y mierzonym odpowiednio sumą wielkości δ i ζ oraz sumą η i ζ . Wynika stąd, że w tym mierniku ta część wariancji, która jest tłumaczona przez oba zjawiska, została przyporządkowana do każdego z tych regresorów. Wskaźnik oparty na efektach bezpośrednich jest zatem w pełni miarodajny jedynie w przypadku zmiennych nieskorelowanych.

Efekt całkowity oznacza wkład danego predyktora do wyjaśnienia zjawiska przy obecności pozostałych zmiennych. Jest on najczęściej przedstawiany za pomocą kwadratu wystandaryzowanych¹ współczynników regresji z modelu (β^2). Relatywna siła regresora obliczona na podstawie efektów całkowitych nie bierze jednakże pod uwagę oddziaływania regresora w izolacji od innych zmiennych, gdyż pomija korelację pomiędzy zmiennymi.

Dokonanie oceny relatywnego wkładu danej zmiennej do R^2 modelu z wyłączeniem wpływu pozostałych regresorów jest możliwe za pomocą wskaźnika efektów częściowych. Mierzy on siłę związku pomiędzy zmienną objaśnianą a wybranym regresorem, z pominięciem oddziaływania pozostałych zmiennych objaśniających. W przypadku omawianego modelu wskaźnik ten obliczony dla y i x_1 przyjmuje postać:

$$r^2_{x_1y, x_2} = \left(\frac{r_{x_1y} - r_{x_1x_2}r_{yx_2}}{\sqrt{(1 - r_{x_1x_2})(1 - r_{yx_2})}} \right)^2$$

Wadą współczynnika kwadratu korelacji częściowej jest brak podziału części wariancji wspólnie wyjaśnianej przez regresory pomiędzy x_1 i x_2 . Problem ten można zobrazować posługując się wykr. 1. Efekty częściowe dla x_1 i x_2 są obliczane odpowiednio jako: $\frac{\delta}{\delta + \theta + \eta + \zeta}$ i $\frac{\eta}{\delta + \theta + \eta + \zeta}$. Wynika stąd, że wartość ζ nie jest dzielona pomiędzy predykatory.

Każdy ze wskaźników oparty tylko na jednym z tych efektów nie wykorzystuje pełnej informacji o zależnościach pomiędzy zmiennymi. Z tego względu w opracowaniu zdecydowano się na wykorzystanie metody *epsilon*, która pozwala na uwzględnienie pełnej wiedzy o korelacji pomiędzy zmiennymi w modelu.

¹ Współczynniki wystandaryzowane to współczynniki obliczone dla zmiennych, których wariancja jest równa 1.

METODA EPSILON

Problem korelacji pomiędzy zmiennymi, który był główną przyczyną niedoskonałości wcześniejszych metod ewaluacji siły predyktora, został w metodzie *epsilon* usunięty poprzez przekształcenie zbioru regresorów do zmiennych ortogonalnych. W wyniku tego możliwe jest wykorzystanie współczynników regresji do oszacowania wkładu danego regresora do R^2 modelu.

Pierwszym krokiem algorytmu ortogonalizacji (Johnson, 2000) jest dekompozycja macierzy regresorów $\mathbf{X}$ według wartości szczególnych²:

$$\mathbf{X} = \mathbf{P} \mathbf{\Delta} \mathbf{Q}^T$$

gdzie:

$\mathbf{X}$ — macierz $n \times p$,

$\mathbf{P}$ — macierz $n \times n$ złożona z wektorów własnych macierzy $\mathbf{X} \mathbf{X}^T$,

$\mathbf{Q}$ — macierz $p \times p$ złożona z wektorów własnych macierzy $\mathbf{X}^T \mathbf{X}$,

T — transpozycja macierzy,

$\mathbf{\Delta}$ — macierz $p \times p$ diagonalna, w której na głównej przekątnej znajdują się pierwiastki kwadratowe wartości własnych macierzy $\mathbf{X} \mathbf{X}^T$ i $\mathbf{X}^T \mathbf{X}$.

Jeżeli w macierzy $\mathbf{X}$ nie istnieją w pełni współliniowe regresory³ (Johnson, 1966), to najlepsza ortogonalna aproksymacja $\mathbf{X}$ ma postać:

$$\mathbf{Z} = \mathbf{P} \mathbf{Q}^T$$

gdzie $\mathbf{Z}$ jest macierzą $n \times p$.

Taki wybór macierzy $\mathbf{Z}$ minimalizuje sumę kwadratów reszt pomiędzy zmiennymi znajdującymi się w macierzach $\mathbf{X}$ i $\mathbf{Z}$. Względny wkład k -tej zmiennej znajdującej się w macierzy $\mathbf{Z}$, oznaczonej jako z_k , na j -tą zmienną z macierzy $\mathbf{X}$, oznaczonej przez x_j , jest równy kwadratowi wystandaryzowanego współczynnika regresji λ_{jk}^* . Ze względu na brak korelacji pomiędzy

² Każda macierz $m \times n$ może być przedstawiona jako iloczyn macierzy $\mathbf{P}$ o wymiarze $m \times n$, której kolumny składają się ze wzajemnie prostopadłych wektorów, diagonalnej macierzy kwadratowej $\mathbf{\Delta}$ o rozmiarze $n \times n$ o nieujemnych wartościach na diagonalu oraz transpozycji macierzy $\mathbf{Q}$ o wymiarze $n \times n$. To zagadnienie omawia szczegółowo Wall i in. (2003).

³ Jeśli warunek ten jest spełniony, to wszystkie wartości własne $\mathbf{X} \mathbf{X}^T$ i $\mathbf{X}^T \mathbf{X}$ są różne od zera.

zmiennymi zastosowanie wskaźnika opartego na efektach całkowitych nie powoduje tu wystąpienia problemu nieuwzględniania części korelacji. Współczynnik λ_{jk}^* jest elementem macierzy Λ^* obliczanej z regresji $\mathbf{Z}$ na $\mathbf{X}$:

$$\Lambda^* = (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{X} = (\mathbf{Q} \mathbf{P}^T \mathbf{P} \mathbf{Q}^T)^{-1} \mathbf{Q} \mathbf{P}^T \mathbf{P} \Delta \mathbf{Q}^T = \mathbf{I}^{-1} \mathbf{Q} \Delta \mathbf{Q}^T = \mathbf{Q} \Delta \mathbf{Q}^T$$

Ponieważ λ_{jk}^* są współczynnikami korelacji, to oznaczają one zarówno część wariancji z_k wyjaśnioną przez x_j , jak i część wariancji x_j wyjaśnioną przez z_k .

$$\begin{aligned} \text{Ponieważ } \mathbf{Z}^T \mathbf{X} &= \mathbf{Q} \mathbf{P}^T \mathbf{P} \Delta \mathbf{Q}^T = \mathbf{I}^{-1} \mathbf{Q} \Delta \mathbf{Q}^T = \mathbf{Q} \Delta \mathbf{Q}^T \text{ i} \\ \mathbf{X}^T \mathbf{Z} &= \mathbf{Q} \Delta \mathbf{P}^T \mathbf{P} \mathbf{Q}^T = \mathbf{I}^{-1} \mathbf{Q} \Delta \mathbf{Q}^T = \mathbf{Q} \Delta \mathbf{Q}^T, \end{aligned}$$

to zachodzi następująca równość:

$$\mathbf{Z}^T \mathbf{X} = \mathbf{X}^T \mathbf{Z}$$

Wkład zmiennej x_j w wyjaśnienie y może być zatem przybliżany wartością: $\sum_k \lambda_{jk}^{*2} \beta_k^{*2}$, gdzie β_k^* jest współczynnikiem regresji liniowej y na z_k .

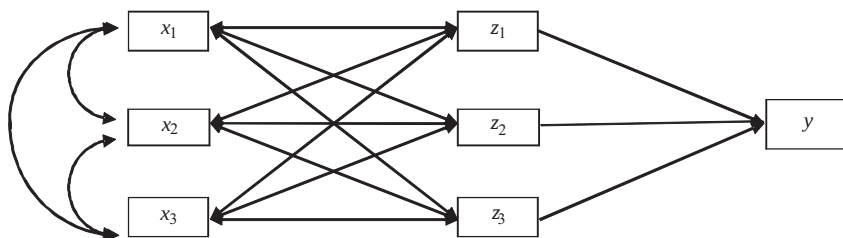
Wektor współczynników β^* jest obliczany jako:

$$\beta^* = (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T y = (\mathbf{Q} \mathbf{P}^T \mathbf{P} \mathbf{Q}^T)^{-1} \mathbf{Q} \mathbf{P}^T y = \mathbf{I}^{-1} \mathbf{Q} \mathbf{P}^T y = \mathbf{Q} \mathbf{P}^T y$$

Zastosowanie tej ortogonalizacji pierwotnych zmiennych pozwala na przedstawienie każdej ze zmiennych $z_1, \dots, z_p$ jako liniowej kombinacji regresorów $x_1, \dots, x_p$. Zabieg ten umożliwia rozdystribuowanie wariancji zmiennej y wyjaśnionej zmienną z_k na poszczególne regresory $x_1, \dots, x_p$ proporcjonalnie do wariancji z_k wyjaśnionej zmienną x_j . Schemat zależności pomiędzy zmiennymi $z_1, \dots, z_p$, $x_1, \dots, x_p$ oraz y dla przypadku trzech zmiennych x_1, x_2, x_3 i trzech zmiennych z_1, z_2, z_3 przedstawia wyk. 2.

Przedstawiony algorytm metody *epsilon* prowadzi do otrzymania relatywnych wag przypisanych do każdej z oryginalnych zmiennych modelu. Wagi te mogą być interpretowane jako relatywny wkład zmiennej, do której się odnoszą, w wyjaśnienie zachowania zmiennej y , gdyż ich suma jest równa R^2 modelu. W artykule wagi wynikowe zostały przekształcone tak, aby ich suma stanowiła 100%.

Wykr. 2. SCHEMAT POWIĄZAŃ POMIĘDZY ZMIENNYMI W METODZIE EPSILON



Źródło: opracowanie własne.

DETERMINANTY SUBIEKTYWNEJ OCENY ZJAWISK EKONOMICZNYCH PRZEZ KONSUMENTÓW

Analizie poddano sześć wskaźników ufności konsumenckiej utworzonych na podstawie wyników badań postaw konsumentów przeprowadzanych przez GUS z częstotliwością miesięczną⁴. Próba obejmuje okres styczeń 2004 r.—sierpień 2008 r. Każdy ze wskaźników jest wyliczany jako suma iloczynów frakcji każdego wariantu odpowiedzi na odpowiednie pytanie i przyporządkowanej temu wariantowi wagi.

Kształtowanie się każdego ze wskaźników w okresie objętym próbą przedstawiono na wykr. 3—8.

Ze względu na brak dostępności danych o jednostkowej charakterystyce respondentów, takich jak: wiek, płeć, wykształcenie czy dochody, zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających ograniczono do danych makroekonomicznych.

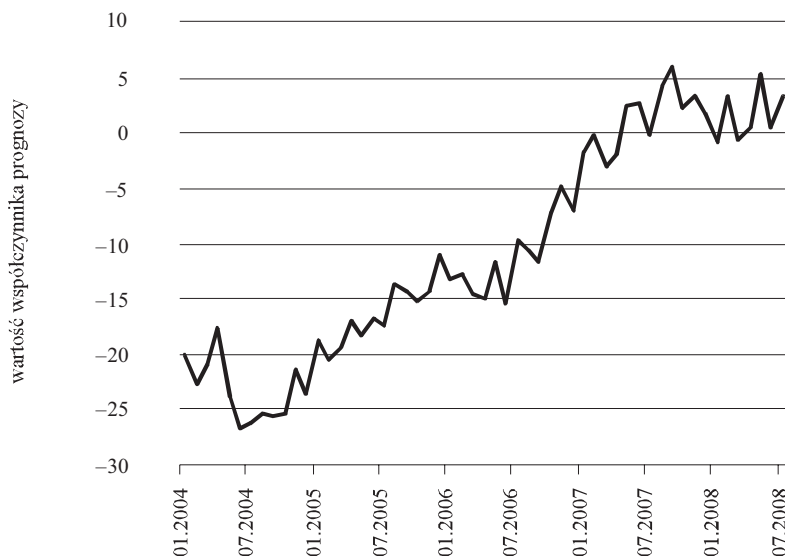
Wybrany przez autorki zbiór czynników, które mogą wpływać na percepcję konsumentów w obszarach, których dotyczyły pytania obejmuje:

- kursy walutowe dolara, euro i franka szwajcarskiego (USD/PLN, EUR/PLN, CHF/PLN),
- realne oprocentowanie złotych kredytów udzielonych gospodarstwom domowym na cele mieszkaniowe w %,
- realne oprocentowanie złotych kredytów udzielonych gospodarstwom domowym na cele konsumpcyjne w %,

⁴ Szczegółowe informacje dotyczące metodologii badań nad koniunkturą są dostępne w materiale *Koniunktura konsumencka. Tendencje zmian październik 2003—styczeń 2004*. W analizie pominięto Wyprzedzający Wskaźnik Ufności Konsumenckiej i Bieżący Wskaźnik Ufności Konsumenckiej, gdyż ich wartości są wyliczane na podstawie pozostałych wskaźników.

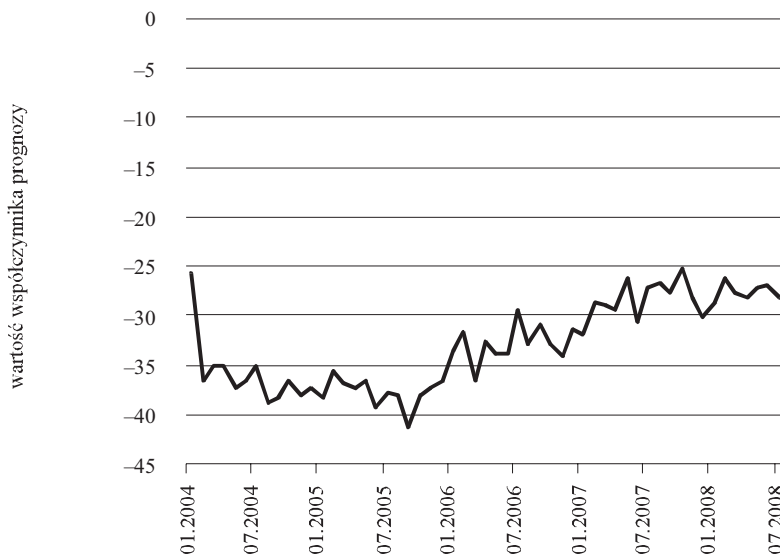
- stopę bezrobocia w %,
- niewykorzystane dłużej niż miesiąc oferty pracy według stanu na koniec miesiąca w tys.,
- wskaźnik cen paliw (analogiczny okres poprzedniego roku = 100),
- wskaźnik cen żywności i napojów bezalkoholowych (analogiczny okres poprzedniego roku = 100),
- liczbę mieszkań oddanych do użytku, w tym mieszkań indywidualnych oraz przeznaczonych na sprzedaż lub wynajem,
- obroty w handlu detalicznym (2000=100),
- przeciętne wynagrodzenia miesięczne brutto bez wypłat z zysku w sektorze przedsiębiorstw w zł,
- wartość kredytów i pożyczek mieszkaniowych udzielonych osobom prywatnym (analogiczny okres poprzedniego roku = 100),
- wartość kredytów i pożyczek w sprzedaży ratalnej udzielonych osobom prywatnym (analogiczny okres poprzedniego roku = 100),
- wartość kredytów i pożyczek w rachunku bieżącym i związanych z funkcjonowaniem kart płatniczych udzielonych osobom prywatnym (analogiczny okres poprzedniego roku = 100),

Wykr. 3. OCENA MOŻLIWOŚCI DOKONYWANIA WAŻNYCH ZAKUPÓW



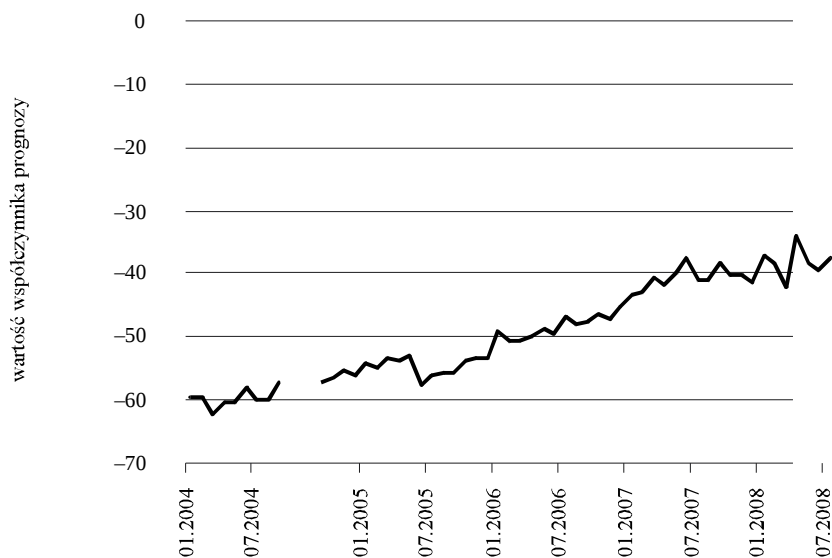
Źródło: opracowanie własne.

**Wykr. 4. PROGNOZA NA KOLEJNE 12 MIESIĘCY DOKONYWANIA
WAŻNYCH ZAKUPÓW**



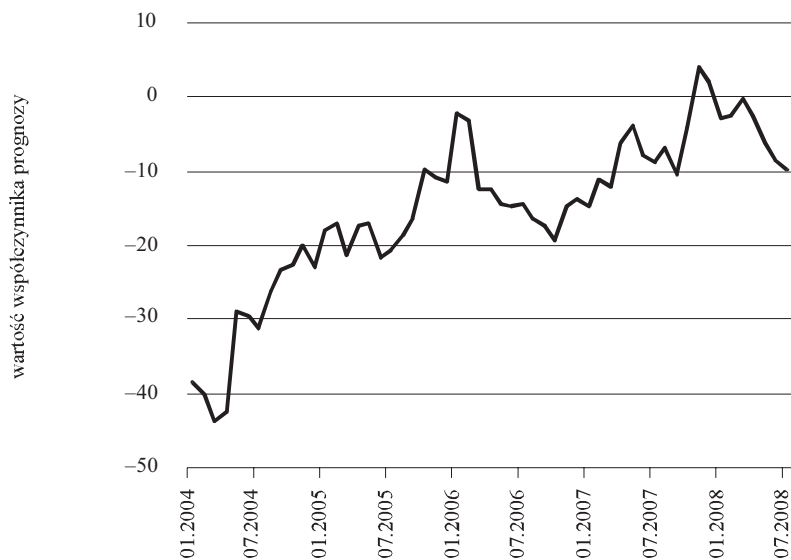
Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 5. PROGNOZA NA KOLEJNE 12 MIESIĘCY OSZCZĘDZANIA PIENIĘDZY



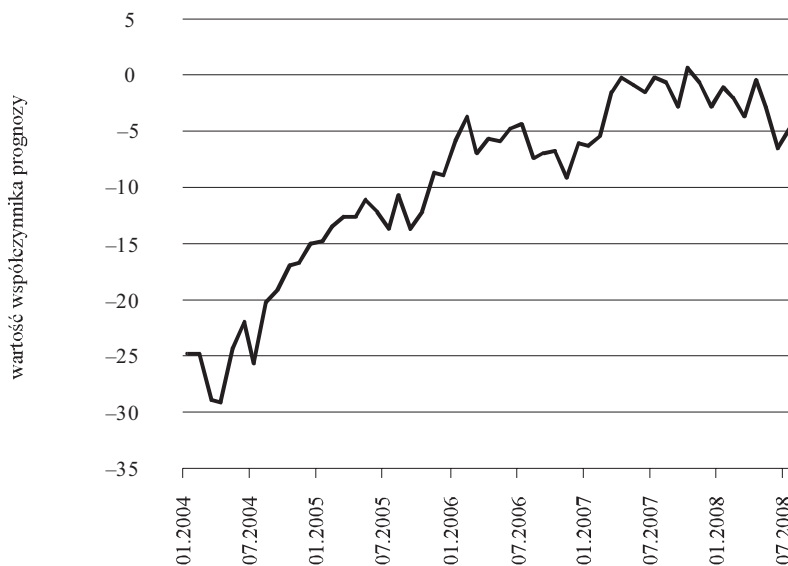
Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 6. PROGNOZA NA KOLEJNE 12 MIESIĘCY ZMIANY OGÓLNEJ SYTUACJI EKONOMICZNEJ W KRAJU



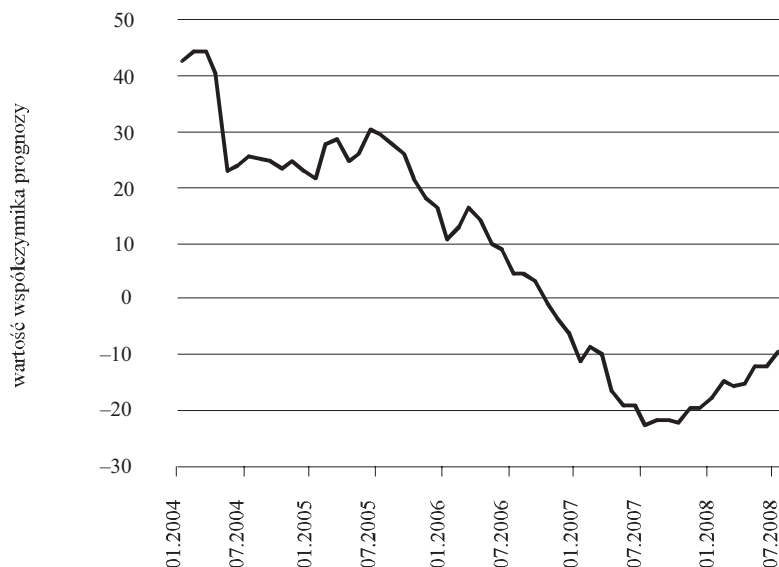
Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 7. PROGNOZA NA KOLEJNE 12 MIESIĘCY ZMIANY SYTUACJI FINANSOWEJ GOSPODARSTWA DOMOWEGO



Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 8. PROGNOZA NA KOLEJNE 12 MIESIĘCY ZMIANY POZIOMU BEZROBOCIA



Źródło: opracowanie własne.

Wskaźniki zostały dobrane tak, aby reprezentować najistotniejsze z punktu widzenia konsumenta zjawiska ekonomiczne, przy uwzględnieniu dostępności szeregów czasowych o odpowiedniej długości i częstotliwości.

Regresory związane z budownictwem mieszkaniowym i obrotami w handlu detalicznym poddano odsezonowaniu metodą TRAMO/SEATS⁵ ze względu na bardzo wyraźną obecność w nich efektów sezonowych zaburzających właściwą ocenę relacji pomiędzy zmiennymi.

WYNIKI

Otrzymane wyniki (tabl.) wskazują, że największe znaczenie dla możliwości dokonywania ważnych zakupów mają sygnały z rynku pracy. Na ocenę respondentów możliwości dokonywania zakupów dóbr trwałego użytku w niemal równym stopniu wpływa wysokość stopy bezrobocia i liczba niewykorzystanych ofert pracy.

Na obecną ocenę możliwości dokonywania ważnych zakupów przez respondentów silnie oddziałuje wskaźnik obrotów w handlu detalicznym, natomiast znaczenie wskaźników cen jest marginalne. Oznacza to, że konsumenci udzielając odpowiedzi kierują się realnymi możliwościami zakupu, a nie poziomem cen

⁵ Algorytm TRAMO/SEATS jest opisany m.in. w A. Maravall (2006).

towarów. Hipotezę tę potwierdza również znaczny udział (8,2%) przeciętnego wynagrodzenia w wyjaśnieniu R^2 modelu.

Relatywnie duże znaczenie ma wartość kredytów, zarówno w sprzedaży ratalnej jak i mieszkaniowych. Jest to sygnał wskazujący, że istotna część ważnych zakupów jest finansowana kredytami. Wpływ oprocentowania kredytów jest niewielki, gdyż w okresie próby obciążenie gospodarstw domowych kosztami spłaty zadłużenia było stosunkowo niewielkie. Obciążenie budżetów kredytami mieszkaniowymi uwidacznia się w wysokim udziale kursu franka szwajcarskiego (9,4%). Wysokość rat kredytów mieszkaniowych, których spłata jest dla gospodarstw domowych kwestią priorytetową, determinuje możliwości poniesienia kosztów tych zakupów.

Kursy pozostałych walut mają mniejsze znaczenie, co jest zgodne z obserwowaną w gospodarce polskiej tendencją, że zakupy tych dóbr są finansowane kredytami złotowymi⁶ lub gotówką. Waga wskaźnika cen paliw jest ponad dwukrotnie wyższa niż wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych. Wynika stąd, że znaczenie przypisywane przez konsumentów cenom paliw jest nadmierne. Z badań budżetów gospodarstw domowych wynika bowiem, że wydatki związane z eksploatacją prywatnych środków transportu stanowią niecałe 6% ogółu wydatków na towary i usługi konsumpcyjne, podczas gdy analogiczny udział żywności wynosi prawie 30%.

Podstawowe znaczenie dla prognozy dokonywania ważnych zakupów ma wartość kredytów i pożyczek mieszkaniowych oraz liczba oddanych do użytku mieszkań indywidualnych. Wpływ tych regresorów może być dwojaki. Wzrost wartości kredytów na nieruchomości wskazuje na poprawę sytuacji finansowej konsumentów i w rezultacie zwiększenie ich możliwości nabywczych. Powoduje on jednak ograniczenie poważniejszych wydatków przez osoby, które posiadają kredyt hipoteczny. Stanowisko to potwierdza wysoki udział liczby mieszkań indywidualnych oddanych do użytku w wyjaśnieniu zachowania omawianej zmiennej. Sytuacja na rynku mieszkaniowym ma zatem znaczenie dla możliwości ponoszenia wydatków na dobra trwałego użytku.

Na przyszłe wydatki, w podobnym stopniu jak na bieżące, wpływa indeks obrotów w handlu detalicznym. Klienci przewidują możliwości dokonania zakupów na podstawie bieżącej koniunktury w handlu. Prognozy dokonywania ważnych zakupów mają zatem charakter adaptacyjny, aczkolwiek skala wpływu części pozostałych czynników jest równie wysoka.

Uzyskane wyniki wskazują, że ocena możliwości oszczędzania pieniędzy jest zdeterminowana głównie przez informacje o kształtowaniu się kursu walutowego franka szwajcarskiego. Ponownie wskazuje to na dominujący wpływ grupy osób obciążonych kredytami mieszkaniowymi na wartość tego wskaźnika koniunktury. Zgodnie z oczekiwaniami, poważny wpływ na potencjalne oszczęd-

⁶ Według danych NBP ponad 90% wartości kredytów w 2008 r. w systemie sprzedaży ratalnej stanowią kredyty złotowe.

ności mają obroty w handlu detalicznym. Ograniczenie bieżących zakupów w sposób oczywisty przekłada się bowiem na przyszłe oszczędności.

ZESTAWIENIE RELATYWNYCH WKŁADÓW REGRESORÓW DO FORMOWANIA OPINII RESPONDENTÓW

Regresory	Ocena możliwości dokonywania ważnych zakupów	Prognoza na kolejne 12 miesięcy				
		dokonywania ważniejszych zakupów	oszczędzania pieniędzy	zmiany ogólnej sytuacji ekonomicznej w kraju	zmiany poziomu bezrobocia	zmiany sytuacji finansowej gospodarstwa domowego
		relatywny udział w R^2 w %				
Stopa bezrobocia	9,5	8,0	9,9	7,8	9,5	8,6
Oferty pracy na koniec miesiąca	9,1	8,7	8,9	5,8	9,4	7,8
CHF — średnioważony kurs walutowy sprzedaży w PLN	9,4	7,5	11,0	15,2	9,5	14,2
EUR — średnioważony kurs walutowy w PLN	3,0	5,5	4,8	14,2	5,3	10,8
USD — średnioważony kurs walutowy w PLN	2,7	3,1	3,2	2,9	2,5	2,7
Kredyty i pożyczki w sprzedaży ratalnej udzielone osobom prywatnym	6,1	3,8	5,4	11,3	4,2	9,9
Kredyty i pożyczki mieszkaniowe udzielone osobom prywatnym	6,1	10,1	7,2	5,2	10,4	6,7
Kredyty w rachunku bieżącym i związane z funkcjonowaniem kart kredytowych	9,1	8,1	9,4	8,1	8,3	8,0
Realne oprocentowanie kredytów konsumpcyjnych ogółem	3,5	1,8	1,5	1,6	2,1	2,1
Realne oprocentowanie kredytów mieszkaniowych ogółem	4,4	3,9	4,3	3,1	5,9	2,9
Mieszkania oddane do użytku:						
indywidualne	5,6	10,1	3,7	1,4	3,1	1,5
na sprzedaż lub wynajem	7,3	4,9	6,6	6,3	5,8	5,4
pozostałe	0,4	0,5	0,8	0,7	1,3	1,0
Obroty w handlu detalicznym	9,4	9,5	10,1	6,3	8,7	7,2
Przeciętne wynagrodzenia miesięczne brutto	8,2	6,4	8,1	7,3	7,7	6,9
Wskaźniki cen paliw	4,3	6,2	3,6	1,6	3,6	2,6
Wskaźniki cen żywności i napojów bezalkoholowych	1,9	2,0	1,5	1,4	2,5	1,9

Źródło: opracowanie własne.

Nieco większe znaczenie dla wyjaśnienia stopnia optymizmu konsumentów ma stopa bezrobocia niż liczba ofert pracy. Wynika stąd, że na przewidywania możliwości zaoszczędzenia części dochodu w większym stopniu wpływają informacje z rynku pracy budzące niepokój. Zgodnie z przewidywaniami, znaczny wpływ na ocenę możliwości oszczędzania pieniędzy ma kurs franka szwajcarskiego, od którego zależy wysokość rat kredytów hipotecznych zaciągniętych w tej walucie.

Tak jak można było oczekiwać, na prognozy poziomu bezrobocia najsilniej wpływa sytuacja na rynku pracy. Łączny udział stopy bezrobocia i liczby ofert pracy w R^2 modelu wynosi prawie 20%. Duże znaczenie ma również wartość udzielonych kredytów i pożyczek mieszkaniowych. Branża budowlana jest postrzegana przez respondentów jako siła napędowa gospodarki, a koniunktura w budownictwie mocno wpływa na kondycję pozostałych sektorów i w rezultacie na poziom zatrudnienia.

Wysoka zbieżność występuje w przypadku ocen sytuacji ekonomicznej kraju i sytuacji finansowej gospodarstwa domowego. W obu przypadkach dominujące znaczenie dla respondentów ma kurs franka szwajcarskiego wyjaśniający ponad 14% wariancji każdego ze wskaźników. Wynik ten wiąże się z dynamicznym wzrostem zadłużenia gospodarstw domowych, którego główną część stanowią kredyty mieszkaniowe we frankach szwajcarskich. Wynika stąd, że respondenci są świadomi tego, że wahania kursu tej waluty mogą mieć poważne konsekwencje dla sytuacji finansowej gospodarstwa domowego.

Uporządkowanie według wartości relatywnych wag dla kluczowych czynników wpływających na obie omawiane tu prognozy jest podobne. Kurs euro ma znacznie większy udział w wyjaśnieniu prognozy sytuacji ekonomicznej kraju niż sytuacji finansowej gospodarstwa domowego. Respondenci postrzegają zatem, że kurs euro w większym stopniu oddziałuje na gospodarkę niż na ich własne gospodarstwo domowe.

Podsumowanie

Otrzymane wyniki wskazują, że opinia konsumentów o poszczególnych wskaźnikach formułuje się pod wpływem szerokiego zbioru danych makroekonomicznych. Oznacza to, że respondenci wyrażając swoją opinię nie kierują się ogólnym odbiorem sytuacji ekonomicznej, ale zwracają uwagę na rozwój sytuacji na różnych rynkach w zależności od tego, jaki wskaźnik poddają ocenie. Potwierdzono hipotezę o tym, że dany czynnik makroekonomiczny ma niejednakowy wpływ na każdy ze wskaźników koniunktury konsumenckiej.

Zastosowanie metody *epsilon* pozwoliło na jednoczesne przebadanie szerokiego zbioru czynników potencjalnie wpływających na kształtowanie się opinii konsumentów. Uwzględnienie korelacji pomiędzy regresorami umożliwiło wyodrębnienie grupy czynników mających decydujący wpływ na opinię respondentów.

Spośród zmiennych opisujących rynek pracy do regresorów tych zaliczono stopę bezrobocia oraz liczbę niewykorzystanych dłużej niż miesiąc ofert pracy. Udział tych zmiennych był szczególnie wysoki w przypadku prognozy bezrobocia, oszczędzania pieniędzy oraz obecnych i planowanych zakupów.

Silny wpływ na kształtowanie się praktycznie wszystkich badanych wskaźników koniunktury ma indeks obrotów w handlu detalicznym. Skala popytu konsumpcyjnego odzwierciedla bowiem zarówno siłę nabywczą ludności, jak i poziom ich optymizmu. Zmniejszenie skali dokonywanych zakupów jest zwykle

związane z rosnącymi obawami dotyczącymi rozwoju sytuacji ekonomicznej, a w szczególności możliwości utraty pracy i zmniejszenia dotychczasowych dochodów.

Wyniki wskazują na niewielką rolę wskaźnika cen konsumpcyjnych *CPI* w wyjaśnieniu stopnia optymizmu ludności. Generalnie, wyższy udział w wyjaśnieniu poszczególnych kategorii miał wskaźnik cen paliw niż *CPI*, pomimo że udział wydatków na paliwa w budżecie jest nieporównywalnie mniejszy niż na żywność i napoje bezalkoholowe. Przyczyn tego zjawiska można upatrywać w prawie dwukrotnie większej wariancji wskaźnika cen paliw niż wskaźnika *CPI*, która świadczy o tym, że ceny paliw podlegają większym zmianom i w rezultacie są obciążone wyższym poziomem niepewności.

mgr Natalia Nehrebecka — Uniwersytet Warszawski, **mgr Sylwia Grudkowska** — NBP

LITERATURA

- Budżety gospodarstw domowych w 2007 r.* (2008), GUS, Warszawa
- Dominitz J., Manski C. (1994), *Using Expectations Data to Study Subjective Income Expectations*, „National Bureau of Economic Research”
- Forsells M., Kenny G. (2002), *The rationality of consumers' inflation expectations: survey based evidence for euro area*, European Central Bank Working Papers, No 163, Frankfurt nad Menem
- Johnson R. (1966), *The minimal transformation to orthonormality*, „Psychometrika”, No 31
- Johnson J. (2000), *A Heuristic Method for Estimating the Relative Weight of Predictor Variables in Multiple Regression*, „Multivariate Behavioral Research”, No 35 (1)
- Koniunktura konsumencka. Tendencje zmian październik 2003—styczeń 2004* (2004), GUS, Warszawa
- Lebreton J., Ployhart R., Ladd R. (2004), *A Monte Carlo Comparison of Relative Importance Methodologies*, „Organizational Research Methods”, No 3, vol. 7
- Maravall A. (2005). *An Application of the automatic procedure of TRAMO and SEATS: Direct versus Indirect Adjustment*, Banco de España Working Papers, No 0524
- Wall M., Rechtsteiner A., Rocha L. (2003), *Singular value decomposition and principal component analysis*, w: Berrar D., Dubitzky W., Granzow M., *A Practical Approach to Microarray Data Analysis*, Springer
- Westerhoff F. (2006), *Nonlinear expectation formation, endogenous business cycles and stylized facts*, „Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics”, vol. 10

SUMMARY

The article presents the relative influence of macroeconomic indicators of consumer confidence in Poland. The analysis was based upon monthly data from the period January 2004—July 2008. The survey was carried out using the epsilon method, which allows calculating the relative weights of indicators, taking into account the correlation between the regressors. The application of this approach has enabled the simultaneous examination of the impact, of each of the

13 individual variabūs, on particular consumer activity indicators. The most essential influence on the opinions and forecasts of respondents exents the information on the unemployment rate, the number of job offers, the Swiss franc exchange rate, the retail trade turnover and the value of credits granted to individuals by the banking sector. Minor impact of the credit interests in real terms was noted. The relativcy high amount of average earnings was important only for forecasts of significant purchases and saving money.

PEZJOME

В статье представлена оценка относительного влияния макроэкономических факторов на показатели доверия потребителей в Польше. Проанализировались месячные данные за период январь 2004—июль 2008 года. Исчисления проводились с использованием метода epsilon, который позволяет оценить относительные веса показателей с учетом корреляции между независимыми переменными. Применение такого подхода позволило одновременно изучить влияние каждой из 13 переменных на отдельные показатели потребительской конъюнктуры. Решающее влияние на мнение и прогнозы респондентов оказали информации об уровне безработицы, о количестве неиспользованных предложений работы, об обменном курсе швейцарского франка, об оборотах розничной торговли и значении кредитов, предоставленных банками физическим лицам. Незначительную долю имели значения процентов от кредитов в реальном выражении. Относительно большое значение величины средних вознаграждений было отмечено только для прогнозов покупок и экономии денег.

Sylvia KOSZNIK-BIERNACKA

Modelowanie czasu życia chorych na nowotwory

Wykorzystując dwa komplety danych klinicznych dotyczących funkcji przeżycia, wyznaczonej z danych cenzurowanych metodą Kaplana-Meiera (Kaplan, Meier, 1958), w artykule przedstawiono hipotezę opisaną ich komplementarnym rozkładem Makehama (KRM). Rozkład ten został zdefiniowany jako uzupełnienie zmodyfikowanego rozkładu Gomperta. Poprzez takie przekształcenie

otrzymuje się rozkład charakteryzujący się grzbietową funkcją intensywności (początkowo rosnącą, a następnie monotonicznie malejącą), niezbędną, jak pokazują dane medyczne, do modelowania czasu życia chorych na nowotwory (*Metody...*, 2000). Na początku zostaną przedstawione podstawowe cechy przeżywalności dla tego rozkładu (funkcja przeżycia i intensywności oraz uśredniona funkcja intensywności). Inne cechy tego rozkładu można znaleźć w pracy Kosznik-Biernackiej (2006).

Pierwsza z prób ma 80 elementów i dotyczy czasu życia chorych na nowotwory urologiczne, a druga — 7 elementów i dotyczy nowotworów ginekologicznych. W przypadku danych cenzurowanych klasyczne metody estymacji parametrów nie są skuteczne, więc dwa potrzebne parametry rozkładu zostaną oszacowane na podstawie siatki prawdopodobieństwa KRM. Do weryfikacji postawionej hipotezy zostanie zastosowana drobna modyfikacja testu zgodności F. Coxa do porównywania dwóch krzywych przeżycia (Cox, Oakes, 1990). Zamiast porównywać funkcje przeżycia porównamy odpowiednie czasy przeżycia. W opracowaniu zastosowano następujące oznaczenia: $h(t)$ — funkcja intensywności, $f(t)$ — funkcja gęstości, $F(t)$ — dystrybuanta, $S(t)$ — funkcja przeżycia.

PODSTAWOWE CHARAKTERYSTYKI PRZEŻYCIA

W badaniach medycznych podstawowymi cechami statystycznymi są:

Funkcja przeżycia — określa prawdopodobieństwo, że niepowodzenie (zgon) nastąpi nie wcześniej niż w chwili t :

$$S(t) = \Pr(T \geq t) \quad (1)$$

Dystrybuanta i funkcja przeżycia związane są zależnością:

$$S(t) = 1 - F(t) \quad (2)$$

Dystrybuanta i funkcja przeżycia mogą być również wyrażone przez funkcję gęstości:

$$F(t) = \int_0^t f(u) du \quad S(t) = \int_t^{\infty} f(u) du \quad (3)$$

Funkcja przeżycia $S(t)$ jest funkcją nierosnącą i spełnia równości $S(0)=1$, $S(\infty)=0$.

Funkcja intensywności:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (4)$$

Wartość funkcji intensywności w chwili t jest prawdopodobieństwem (ryzykiem) niepowodzenia (zgonu) po upływie t , jeśli do tej chwili ono nie nastąpiło. Prawdziwa jest zależność:

$$h(t) = \frac{-\frac{dS}{dt}}{S(t)} \quad (5)$$

Wyznaczanie funkcji intensywności na podstawie danych doświadczalnych jest często kłopotliwe, ponieważ w jej definicji występuje pochodna (5). Chcąc wyznaczyć pochodną z danych doświadczalnych należy operować skończonym przedziałem Δt . Kłopot polega na tym, że aby możliwie precyzyjnie oddać zmienność funkcji intensywności przedział Δt powinien być wąski, ale jednocześnie liczba zaobserwowanych w tym przedziale niepowodzeń będzie bardzo mała. Jednak liczba ta decyduje o dokładności wyznaczenia interesującego badacza prawdopodobieństwa niepowodzenia w tym przedziale i powinna być ona duża. Opisanych kłopotów można uniknąć, wyznaczając z danych doświadczalnych uśrednioną funkcję intensywności, która zachowuje kształt funkcji intensywności, a przy tym łatwiej ją wyznaczyć.

Uśredniona funkcja intensywności:

$$h_{sr}(t) = \frac{1}{t} \int_0^t h(u) du \quad (6)$$

Rozwiązując równanie (5), przy warunku początkowym $S(0) = 1$, uzyskuje się związek między uśrednioną funkcją intensywności a funkcją przeżycia lub dystrybuantą:

$$h_{sr}(t) = -\frac{1}{t} \ln(1 - F(t)) = -\frac{1}{t} \ln S(t) \quad (7)$$

Funkcja intensywności (najpierw rosnąca, a potem malejąca) jest często używana do modelowania czasu przeżycia po rozpoznaniu choroby nowotworowej.

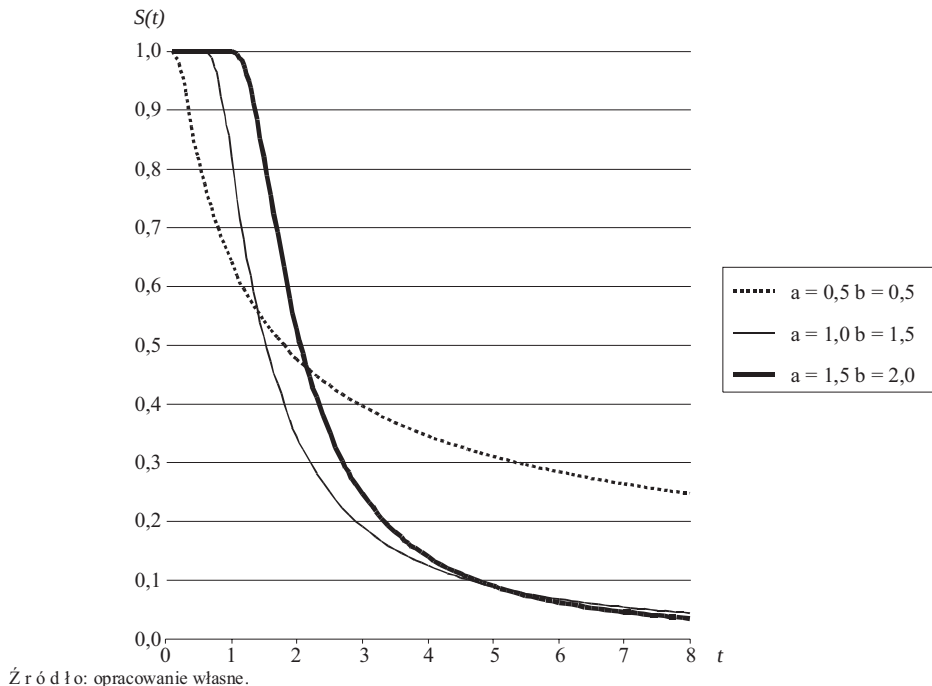
Celem tej publikacji jest zaproponowanie, mało znanego w literaturze, komplementarnego rozkładu Makehama do opisu tego zjawiska. Charakteryzuje się on pożądaną grzbietową funkcją intensywności. Rozkład ten został szczegółowo opisany w pracy Kosznik-Biernackiej (2006).

PODSTAWOWA CHARAKTERYSTYKA PRZEŻYCIA KOMPLEMENTARNEGO ROZKŁADU MAKEHAMA

Funkcja przeżycia KRM ma postać:

$$S(t) = 1 - \exp\left(1 - \exp\left(\frac{a}{t}\right)^b\right) \quad (8)$$

Wykr. 1. FUNKCJA PRZEŻYCIA KRM DLA WYBRANYCH WARTOŚCI PARAMETRÓW



Funkcja gęstości KRM dana jest wzorem:

$$f(t) = \left(\frac{a}{t}\right)^b \cdot \frac{b}{t} \exp\left[\left(\frac{a}{t}\right)^b + 1 - \exp\left(\frac{a}{t}\right)^b\right] \quad (9)$$

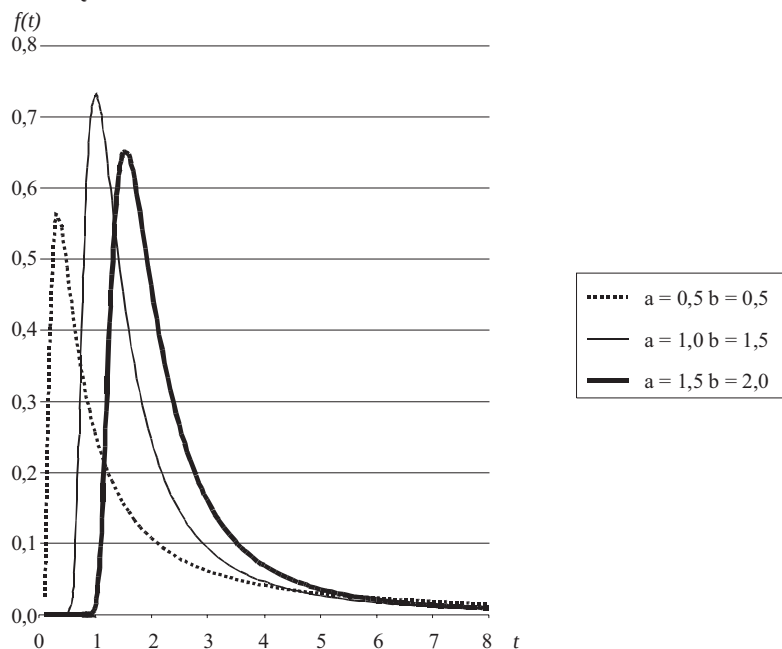
Podstawiając do formuły (4) wzory (8) i (9) otrzymuje się wyrażenie na funkcję intensywności KRM. Charakteryzuje się ona pożądanym do opisu czasu życia chorych na nowotwory przebiegiem grzbietowym czyli najpierw rosnącym, a potem malejącym (wykres 3).

$$h(t) = \frac{\left(\frac{a}{t}\right)^b \cdot \frac{b}{t} \cdot \exp\left[\left(\frac{a}{t}\right)^b + 1 - \exp\left(\frac{a}{t}\right)^b\right]}{1 - \exp\left[1 - \exp\left(\frac{a}{t}\right)^b\right]} \quad (10)$$

Korzystając z (7) uśredniona funkcja ryzyka KRM dana jest wzorem:

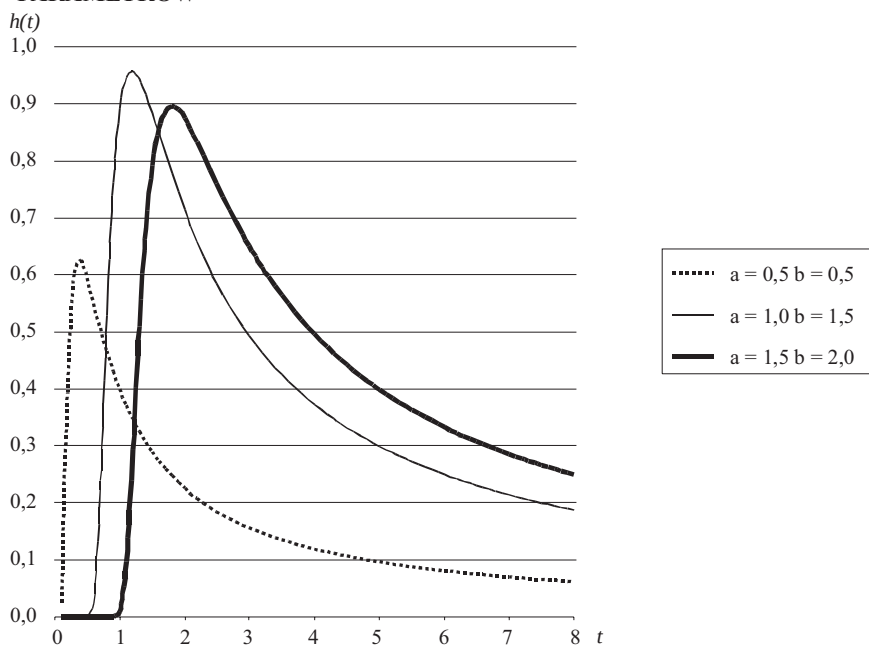
$$h_{sr}(t) = -\frac{1}{t} \cdot \ln\left[1 - \exp\left(1 - \exp\left(\frac{a}{t}\right)^b\right)\right] \quad (11)$$

Wykr. 2. FUNKCJA GĘSTOŚCI KRM DLA WYBRANYCH WARTOŚCI PARAMETRÓW



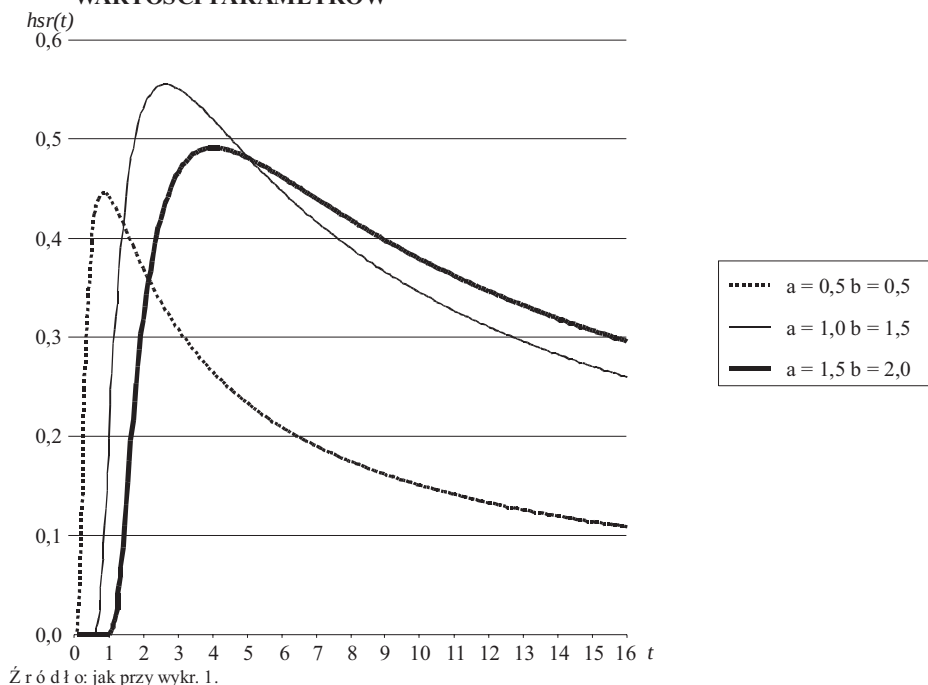
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 3. FUNKCJA INTENSYWNOŚCI KRM DLA WYBRANYCH WARTOŚCI PARAMETRÓW



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 4. UŚREDNIONA FUNKCJA INTENSYWNOŚCI KRM DLA WYBRANYCH WARTOŚCI PARAMETRÓW



Jeśli chodzi o metody estymacji parametrów tego rozkładu, to aby skonstruować siatkę KRM na osi odciętych należy przyjąć transformację:

$$x = \ln t \quad (12)$$

a na osi rzędnych:

$$y(x) = -\ln[\ln(1 - \ln F(x))] \quad (13)$$

Wtedy podstawiając (8) do formuły (13) otrzymuje się:

$$y(x) = -\ln \left[\ln \left(1 - \ln \left(\exp \left(1 - \exp \left(\left(\frac{a}{t} \right)^b \right) \right) \right) \right) \right] = b(\ln t - \ln a) = b(x - \ln a) \quad (14)$$

Właśnie tak dobrane podstawienia (12) i (13) określają siatkę KRM, ponieważ po ich wprowadzeniu do (14) dochodzi się do pożądanego przekształcenia liniowego postaci $y(x) = bx - d$.

PRZYKŁADY

Przedstawiam dwa przykłady oparte na danych klinicznych. Są to wartości funkcji przeżycia w momencie zgonu wyznaczone z danych cenzurowanych metodą Kaplana-Meiera (Balicki, 2006; Frątczak i in., 2005).

Przykład 1

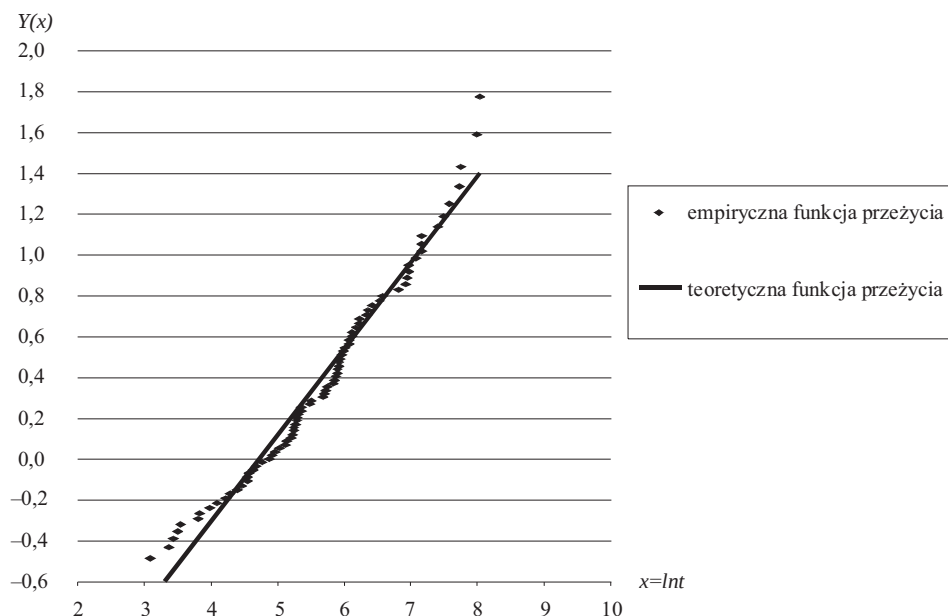
**TABL. 1. DANE KLINICZNE DOTYCZĄCE CZASU ŻYCIA
CHORYCH NA NOWOTWORY UROLOGICZNE**

Lp.	Czas życia (dni)	Funkcja przeżycia $S(t_i)$	Lp.	Czas życia (dni)	Funkcja przeżycia $S(t_i)$
1	22	0,982759	41	314	0,637931
2	29	0,974138	42	341	0,629310
3	31	0,965517	43	349	0,620690
4	33	0,956897	44	359	0,612069
5	35	0,948276	45	365	0,603448
6	45	0,939655	46	367	0,594828
7	46	0,931034	47	373	0,586207
8	54	0,922414	48	377	0,577586
9	60	0,913793	49	380	0,568966
10	68	0,905172	50	394	0,560345
11	73	0,896552	51	400	0,551724
12	81	0,887931	52	412	0,543103
13	87	0,879310	53	436	0,534344
14	95	0,870690	54	436	0,525584
15	95	0,862069	55	455	0,516522
16	96	0,853448	56	458	0,507460
17	103	0,844828	57	489	0,498234
18	109	0,836207	58	502	0,489007
19	117	0,827586	59	512	0,479781
20	130	0,818966	60	564	0,470373
21	138	0,810345	61	579	0,460966
22	144	0,801724	62	614	0,451558
23	154	0,793103	63	690	0,441951
24	166	0,784483	64	715	0,432130
25	172	0,775862	65	910	0,421326
26	182	0,767241	66	1022	0,409939
27	186	0,758621	67	1049	0,398552
28	189	0,750000	68	1065	0,387165
29	190	0,741379	69	1070	0,375778
30	193	0,732759	70	1184	0,364390
31	198	0,724138	71	1284	0,352636
32	199	0,715517	72	1290	0,340476
33	203	0,706897	73	1298	0,328316
34	210	0,698276	74	1647	0,314042
35	212	0,689655	75	1812	0,299087
36	240	0,681034	76	1939	0,281494
37	249	0,672414	77	2262	0,259840
38	294	0,663793	78	2332	0,236219
39	299	0,655172	79	2977	0,202473
40	309	0,646552	80	3100	0,168728

Źródło: opracowanie własne.

KRM charakteryzuje się pożądanym do opisu czasu życia chorych na chorobę nowotworową grzbietowym przebiegiem funkcji intensywności, zatem postawiono hipotezę, że dane kliniczne z tabl. 1 można estymować KRM z wyznaczonymi wartościami parametrów. Dane te są danymi cenzurowanymi i nie znamy licznosci badanej próby, więc parametry rozkładu będą estymowane z siatki KRM.

Wykr. 5. DANE KLINICZNE Z TABL1 NA SIATCE KRM



Źródło: jak przy wykr. 1.

Przeprowadzając klasyczną analizę regresji dopasowano do danych klinicznych na siatce model liniowy.

ZESTAWIENIE (1) WYNIKÓW PRZEPROWADZONEJ ANALIZY REGRESJI (z przykładu 1)

Statystyka regresji

Współczynnik korelacji wielorakiej (wielokrotność R)	0,985646137
Współczynnik determinacji (R^2)	0,971498308
Skorygowany współczynnik determinacji (dopasowany R^2)	0,971132901
Błąd standardowy	0,085004131
Obserwacje	80

ZESTAWIENIE (1) WYNIKÓW PRZEPROWADZONEJ ANALIZY REGRESJI (dok.)

Analiza wariancji

Wyszczególnienie	Stopnie swobody <i>df</i>	Suma kwadratów <i>SS</i>	Średnia kwadratów <i>MS</i>	Statystyka <i>F</i>	Istotność <i>F</i>
Regresja	1	19,21082747	19,21083	2658,6796	5,01852E-62
Resztkowy	78	0,563604785	0,007226	x	x
Razem	79	19,77443226	x	x	x

Oszacowania parametrów modelu i ich statystyczne charakterystyki

Parametry modeli	Współczynniki modelu	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i> -Studenta	Graniczny poziom istotności <i>p</i> dla $\alpha = 0,05$	Dolna granica przedziału ufności dla $\alpha = 0,05$	Górna granica przedziału ufności dla $\alpha = 0,05$
Przecięcie ...	-1,991311125	0,047223702	-42,1676	1,904E-55	-2,085326292	-1,897295958
$x = \ln t$	0,422019527	0,008184639	51,56239	5,019E-62	0,405725162	0,438313892

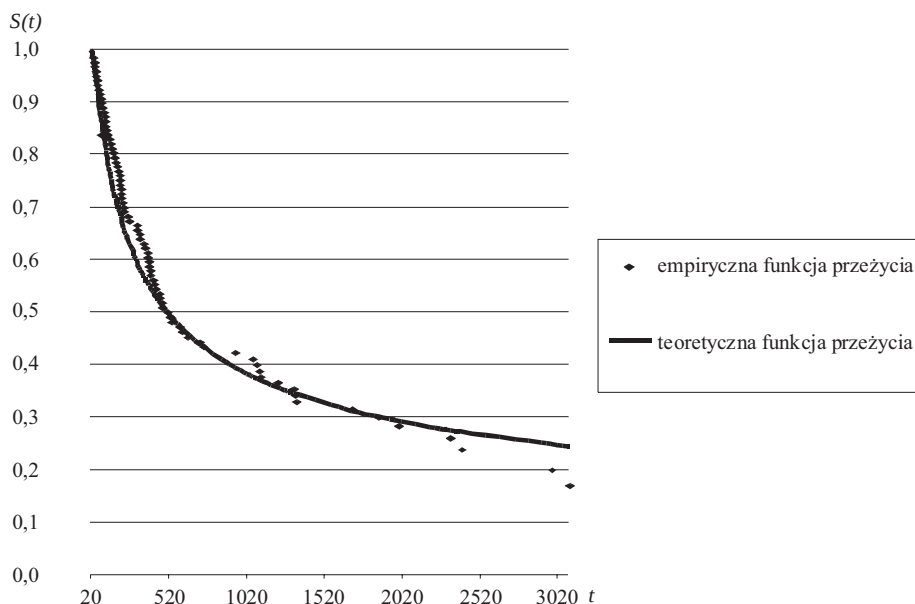
U w a g a. Analiza regresji została przeprowadzona przy pomocy dodatku Excela *Analiza danych* → *Regresja*.

Wszystkie estymowane wartości stałe w modelu są istotne statystycznie, co daje ostatecznie model postaci:

$$y = 0,422019527x - 1,991311125 \quad (15)$$

Model ten tłumaczy ponad 97% zmienności skumulowanej proporcji przeżycia, przez co można go uznać za model wysokiej jakości. Zatem korzystając z własności siatki prawdopodobieństwa rozkładu otrzymuje się oszacowania parametrów KRM. Otrzymane wartości, to: $a = 111,9452$, $b = 0,422$.

Wykr. 6. EMPIRYCZNA I TEORETYCZNA FUNKCJA PRZEŻYCIA DLA ROZPATRYWANYCH DANYCH KLINICZNYCH (w przykładzie 1)



Źródło: jak przy wykr. 1.

Niestety nie można postawionej hipotezy zweryfikować typowym testem zgodności, ponieważ empiryczne funkcje przeżycia zostały wyznaczone metodą Kaplana-Meiera z danych cenzurowanych i dane są tylko wartości funkcji przeżycia w momencie zgonu.

Zatem weryfikacja hipotezy zerowej zostanie przeprowadzona testem F. Coxa (Stanisz, 2007) do porównywania dwóch krzywych przeżycia. Oszacowane wartości parametrów KRM, to: $a = 111,9452$, $b = 0,422$. Załóżmy, że prawdziwa jest równość:

$$S(t_i) = S_{teor}(t_i) \quad (16)$$

gdzie $S_{teor}(t)$ dana jest wzorem (8) z parametrami $a = 111,9452$, $b = 0,422$. Jeżeli założenie (16) jest prawdziwe, to z matematycznego punktu widzenia odpowiednie funkcje odwrotne też są równe:

$$S^{-1}(t_i) = S_{teor}^{-1}(t_i) \quad (17)$$

A skoro tak jest, to można wyznaczyć odpowiedni czas przeżycia, zakładając że empiryczna funkcja przeżycia ma KRM z parametrami $a = 111,9452$, $b = 0,422$. Po wykonaniu stosownych obliczeń zostały one przedstawione w tabl. 2.

**TABL. 2. TEORETYCZNY CZAS PRZEŻYCIA DLA ROZPATRYWANYCH
(w przykładzie 1) DANYCH KLINICZNYCH**

Lp.	T_i	Lp.	T_i	Lp.	T_i	Lp.	T_i
1	35,61	21	117,64	41	259,71	61	633,64
2	40,37	22	122,57	42	270,32	62	668,49
3	44,63	23	127,67	43	281,41	63	706,71
4	48,63	24	132,92	44	293,04	64	748,79
5	52,48	25	138,36	45	305,22	65	798,97
6	56,25	26	143,98	46	317,99	66	856,78
7	59,97	27	149,80	47	331,40	67	920,29
8	63,69	28	155,82	48	345,49	68	990,23
9	67,41	29	162,07	49	360,30	69	1067,48
10	71,17	30	168,55	50	375,88	70	1153,06
11	74,96	31	175,28	51	392,28	71	1251,42
12	78,82	32	182,27	52	409,57	72	1365,53
13	82,74	33	189,53	53	428,11	73	1494,28
14	86,74	34	197,08	54	447,70	74	1667,55
15	90,82	35	204,95	55	469,16	75	1880,04
16	95,00	36	213,14	56	491,92	76	2180,83
17	99,29	37	221,67	57	516,54	77	2650,51
18	103,68	38	230,58	58	542,76	78	3339,72
19	108,20	39	239,87	59	570,69	79	4843,88
20	112,85	40	249,57	60	601,10	80	7502,06

Źródło: opracowanie własne.

Przeprowadzając odpowiednie obliczenia w programie Statistica testu F. Coxa otrzymuje się następujące wyniki: $T_1 = 78,92560$; $T_2 = 81,07440$; $F(160, 160) = 1,027226$; $p = 0,43265$.

Zatem na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Przykład 2

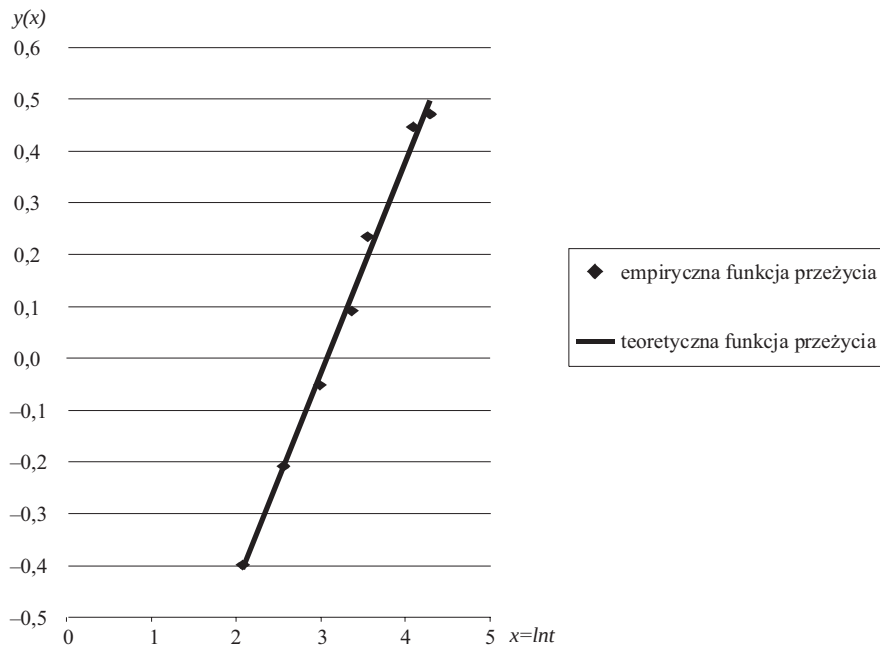
TABL. 3. DANE KLINICZNE DOTYCZĄCE CZASU ŻYCIA CHORYCH NA NOWOTWORY GINEKOLOGICZNE

Lp.	Czas życia (miesiące)	Funkcja przeżycia
1	8	0,968
2	13	0,911
3	20	0,846
4	29	0,775
5	35	0,700
6	60	0,592
7	73	0,580

Źródło: opracowanie własne.

Postawiono hipotezę, że dane kliniczne z tabl. 3 też można estymować KRM z wyznaczonymi wartościami parametrów. Podobnie jak w przykładzie 1, dane te są danymi cenzurowanymi i nie znamy licznosci badanej próby, więc parametry rozkładu będą estymowane na podstawie siatki KRM.

Wykr. 7. DANE KLINICZNE Z TABL. 4 NA SIATCE KRM



Źródło: jak przy wyk. 1.

Przeprowadzając klasyczną analizę regresji dopasowano do danych empirycznych na siatce model liniowy.

**ZESTAWIENIE (2) WYNIKÓW PRZEPROWADZONEJ ANALIZY REGRESJI
(z przykładu 2)**

Statystyka regresji

Współczynnik korelacji wielorakiej (wielokrotność R)	0,99653536
Współczynnik determinacji (R^2)	0,99308272
Skorygowany współczynnik determinacji (dopasowany R^2)	0,99169926
Błąd standardowy	0,02978963
Obserwacje	7

Analiza wariancji

Wyszczególnienie	Stopnie swobody df	Suma kwadratów SS	Średnia kwadratów MS	Statystyka F	Istotność F
Regresja	1	0,637015655	0,6370157	717,827	1,35455E-06
Resztkowy	5	0,004437111	0,0008874	x	x
Razem	6	0,641452767	x	x	x

Oszacowania parametrów modelu i ich statystyczne charakterystyki

Parametry modeli	Współczynniki modelu	Błąd standardowy	Statystyka t -Studenta	Graniczny poziom istotności p dla $\alpha = 0,05$	Dolna granica przedziału ufności dla $\alpha = 0,05$	Górna granica przedziału ufności dla $\alpha = 0,05$
Przecięcie ...	-1,25843554	0,051340011	-24,51179	2,11E-06	-1,390409242	-1,12646184
$x = \ln t$	0,40937702	0,015279656	26,792294	1,35E-06	0,370099412	0,448654622

U w a g a. Jak przy zestawieniu (1).

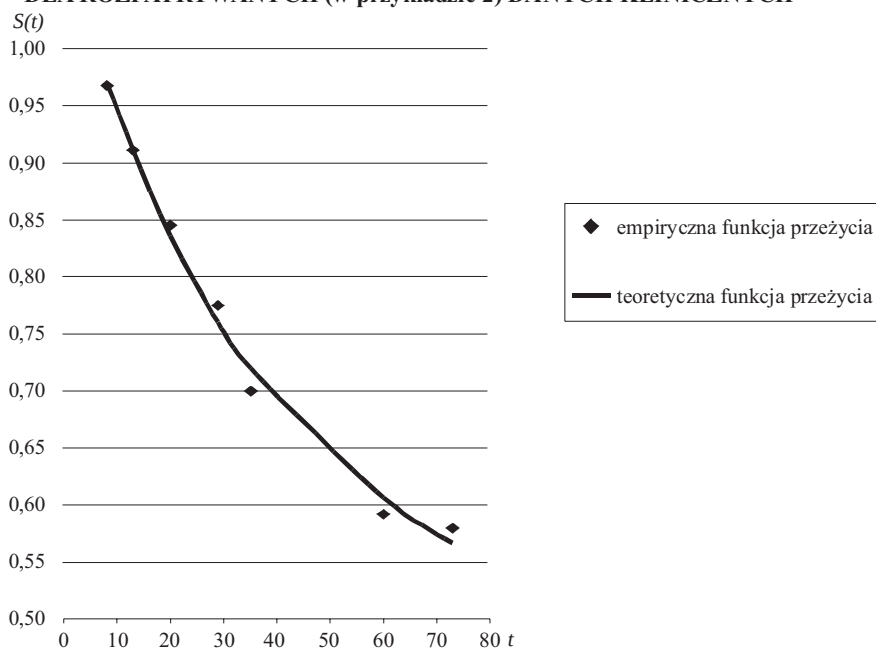
Wszystkie estymowane wartości stałe w modelu są istotne statystycznie, co daje ostatecznie model postaci:

$$y = 0,40937702 x - 1,25843554 \quad (18)$$

Model ten tłumaczy ponad 99% zmienności skumulowanej proporcji przeżycia, przez co można go uznać za model bardzo wysokiej jakości. Zatem korzystając z własności siatki prawdopodobieństwa rozkładu otrzymuje się oszacowania parametrów KRM. Otrzymane wartości, to: $a = 21,62319$, $b = 0,4094$.

Podobnie jak w przykładzie 1, hipoteza zerowa o prawdziwości równości (16), gdzie $S_{teor}(t)$ dana jest wzorem (8) z parametrami $a = 21,62319$, $b = 0,4094$, zostanie zweryfikowana testem F. Coxa. Odpowiedni czas przeżycia rozpatrywanych przykładów, zakładając że empiryczna funkcja przeżycia ma KRM z parametrami $a = 21,62319$, $b = 0,4094$, przedstawiono w tabl. 4.

**Wykr. 8. EMPIRYCZNA I TEORETYCZNA FUNKCJA PRZEŻYCIA
DLA ROZPATRYWANYCH (w przykładzie 2) DANYCH KLINICZNYCH**



Źródło: jak przy wykr. 1.

**TABL. 4. TEORETYCZNY CZAS PRZEŻYCIA DLA ROZPATRYWANYCH
(w przykładzie 2) DANYCH KLINICZNYCH**

Lp.	T_i
1	8,158777
2	13,01779
3	19,03148
4	26,99024
5	38,44246
6	64,46835
7	68,26225

Źródło: opracowanie własne.

Przeprowadzając stosowne obliczenia w środowisku programistycznym Statistica, otrzymano: $T_1 = 7,276402$; $T_2 = 6,723598$; $F(14, 14) = 1,082218$; $p = 0,44228$.

Zatem na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Wnioski

Przedstawiony mało znany KRM bardzo dobrze opisuje dane kliniczne zarówno dla dużej, jak i małej próby. Rozkład ten może więc być rekomendowany do modelowania czasu życia chorych na nowotwory.

dr Sylwia Kosznik-Biernacka — *Akademia Pomorska w Słupsku*

LITERATURA

- Balicki A. (2006), *Analiza przeżycia i tablice wymieralności*, PWE, Warszawa
- Cox D., Oakes D. (1990), *Analysis of survival date*, Chapman and Hall, New York
- Frątczak E., Gach-Ciepiela U., Babiker H. (2005), *Analiza historii zdarzeń*, SGH, Warszawa
- Kaplan E. L., Meier P. (1958), *Nonparametric estimation from incomplete observations*, „Journal of the American Statistical Association”
- Kosznik-Biernacka S. (2006), *Rodzina rozkładów Makehama*, PAP, Słupsk
- Metody oceny i porządkowania ryzyka w ubezpieczeniach życiowych* (2000), AE Wrocław, pod red. S. Stasiewicz
- Stanisz A. (2007), *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, tom 3, „Analizy wielowymiarowe”, StatSoft, Kraków

SUMMARY

The article presents a medical data analysis and a model of the life expectancy for cancer patients. The model function is of the initial rising and than monotonic declining distribution. The Makeham's Complementary Distribution characterizes such function intensity. The base characteristic of the life expectancy by the Makeham's Complementary Distribution as well as two examples for big and small samples of using this distribution for describing the clinical data are presented in the article.

РЕЗЮМЕ

В статье представляется анализ медицинских данных, из которых вытекает, что для моделирования времени жизни страдающих от рака заболеваний следует применить распределение с растущей в начале функцией интенсивности, а затем однообразно (монотонно) уменьшающейся. Именно таким, желательным для описания этого явления, ходом функции интенсивности характеризуется комплементарное распределение Мейкхама (KRM). В статье представляется основная характеристика прожития комплементарного распределения Мейкхама а также два примера как большой, так и ограниченной выборки применения этого распределения для описания клинических данных.

Jacek BIAŁEK, Artur MIKULEC

Analiza wartości jednostek uczestnictwa i stóp zwrotu OFE¹

Otwarte fundusze emerytalne (OFE) funkcjonują na polskim rynku od początku 1999 r.² W okresie 31.12.1999 r.—28.09.2007 r. liczba funduszy zmniejszała się z 21 do 15 podmiotów³, z kolei liczba ich członków wzrosła z 9666 tys. do ponad 13042 tys. osób, a aktywa znajdujące się w obrocie zwiększyły się z 2254,3 mln zł do 139304,9 mln zł, czyli prawie 62-krotnie⁴. Wybrany do analizy okres jest związany z dynamicznym oraz praktycznie nieprzerwanym wzrostem wartości jednostek uczestnictwa OFE od początku ich funkcjonowania, który dla wszystkich OFE zakończył się w dniach 6—9.07.2007 r., jak również przełomowym okresem lipiec—październik 2007 r., od którego datuje się, nieprzerwany do dziś, długookresowy spadek wartości indeksów WIG i WIG20. Umownie można zatem przyjąć, że okresem rozszerzonej analizy efektywności OFE objęto ich funkcjonowanie przed wystąpieniem „kryzysu giełdowego końca 2007 r.”.

W artykule przedstawiono wyniki analizy szeregów czasowych stóp zwrotu każdego z funduszy (w ujęciu dziennym, miesięcznym i kwartalnym) oraz propozycję dodatkowej analizy wartości jednostki uczestnictwa wszystkich podmiotów w ujęciu dynamicznym. Omawiana w naszym artykule miara przeciętnej dynamiki funduszy (*PDF*) jest propozycją rozszerzonej analizy wszystkich funduszy. Może ona stanowić uzupełnienie metody oceny efektywności OFE w skali 36 miesięcy, dokonywanej co pół roku przez organ nadzorujący fundusze — Komisję Nadzoru Finansowego (KNF).

¹ Artykuł opracowany w ramach realizowanego projektu badawczego nr N 111 306335 (praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2008—2010).

² Formalnie otwarte fundusze emerytalne istnieją od 1 stycznia 1999 r., w praktyce kolejne podmioty rozpoczynały swoją działalność w okresie styczeń—wrzesień 1999 r.

³ W ostatnich latach połączenia funduszy są coraz rzadsze. 19 marca i 23 lipca 2007 r. nastąpiły zmiany nazw funduszy, odpowiednio Winterthur OFE na AXA OFE oraz OFE Ergo Hestia na AEGON OFE. Natomiast 4 kwietnia 2008 r. nastąpiło skrócenie nazwy ING Nationale-Nederlanden Polska OFE na ING OFE, a 18 kwietnia 2008 r. OFE DOM zmienił nazwę na WARTA OFE. Ponadto 7 listopada 2008 r. nastąpiło przejęcie przez AEGON OFE funduszu OFE Skarbiec-Emerytura, który także został objęty analizą do 2007 r.

⁴ Dane na podstawie „Biuletynu Kwartalnego UNFE” 1/2000 i informacji udostępnianych na stronie internetowej przez Komisję Nadzoru Finansowego, <http://www.knf.gov.pl>.

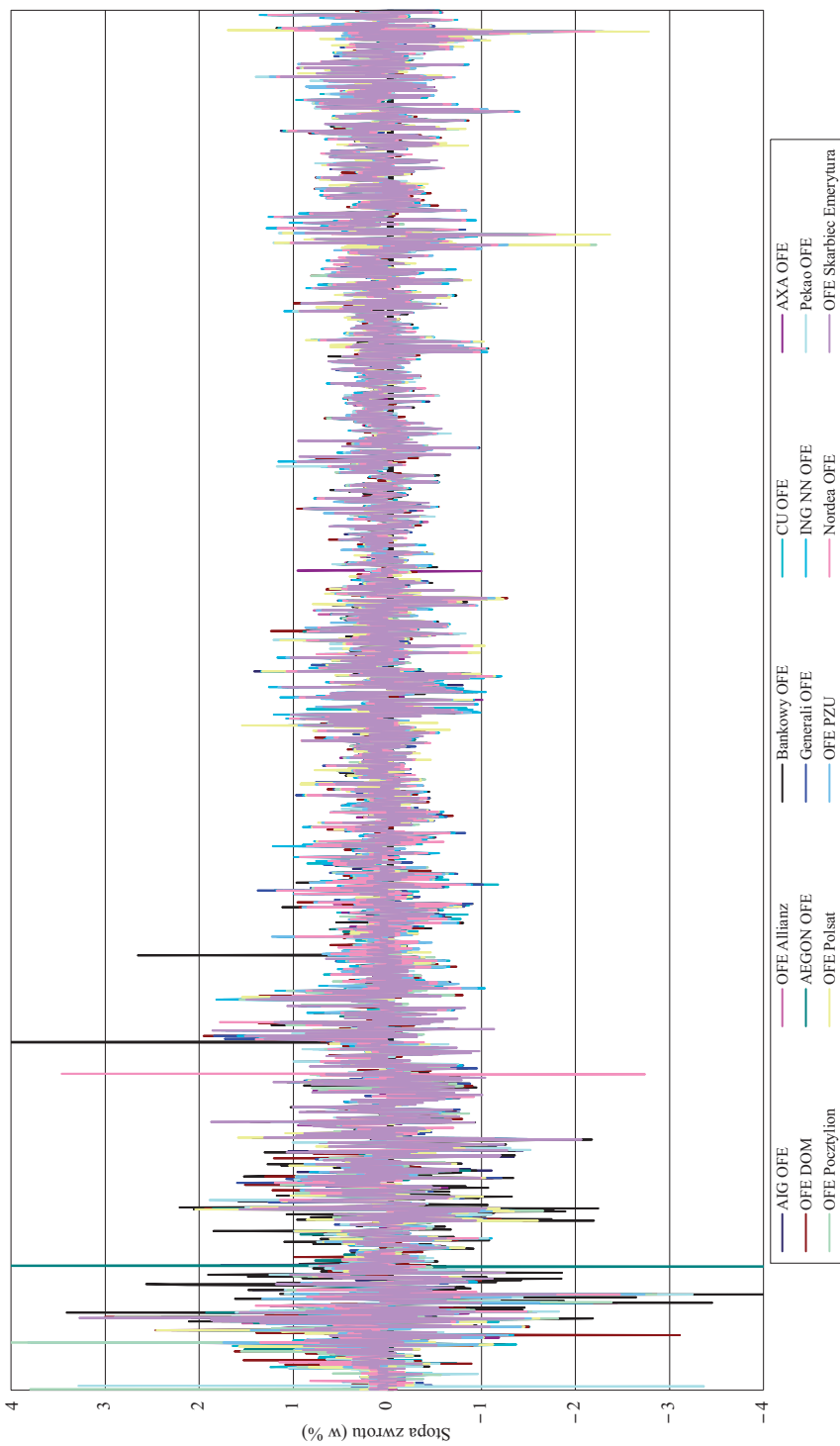
PODSTAWOWA CHARAKTERYSTYKA OFE

Na podstawie wartości podstawowej charakterystyki dla dziennych stóp zwrotu OFE w okresie 4.10.1999 r.—28.09.2007 r. (2013 obserwacji) (tabl. 1) można zauważyć, że najniższą średnią stopę zwrotu w badanym okresie uzyskał Skarbiec-Emerytura (0,047%), a najwyższą — Polsat (0,057%). Najniższą minimalną stopę zwrotu odnotował AEGON (−5,719%), z kolei najwyższą minimalną stopę zwrotu — Skarbiec-Emerytura (−2,068%). Dalsze obliczenia wskazują, że najniższą maksymalną stopę zwrotu odnotował PZU (1,744%), a najwyższą maksymalną — Bankowy (7,194%). Wartość środkowa (mediana stóp zwrotu dla wszystkich funduszy) była dodatnia i wynosiła od 0,039% (DOM — obecnie Warta, Pocztylion) do 0,066% (Polsat). Odchylenie standardowe dziennych stóp zwrotu (ryzyko) mieściło się w przedziale od 0,39% (Allianz) do 0,545% (Bankowy). Biorąc pod uwagę asymetrię rozkładów stóp zwrotu należy zauważyć, że 9 funduszy miało skośność lewostronną (ujemną) — największą Polsat −0,322, a tylko 6 funduszy skośność prawostronną (dodatnią) — największą Bankowy 0,813. Rozważając miarę spłaszczenia rozkładu (ekscesu) można zauważyć, że 10 funduszy miało rozkłady leptokurtyczne, charakteryzujące się większym skoncentrowaniem wartości stóp zwrotu wokół ich wartości średniej niż w przypadku rozkładu normalnego (od 0,656 dla Allianz do 35,975 dla AEGON).

Na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ odrzucono hipotezę H_0 o normalności rozkładów stóp zwrotu ($p < \alpha$) na rzecz alternatywnej, że dzienne stopy zwrotu nie mają rozkładu normalnego. Rozkłady dziennych stóp zwrotu wszystkich OFE są stacjonarne, tzn. ich stopy zwrotu mają stałą średnią, wariancję i autokorelację, a współczynniki nachylenia ich liniowej funkcji trendu w sposób nieistotny różnią się od zera. Za pomocą rozszerzonego testu Dickeya-Fullera zweryfikowano różne hipotezy o niestacjonarności wariancji, mogącej wynikać z trendu, „długiej pamięci” czy autokorelacji składnika losowego (Welfe, 1998, Maddala, 2006). Badanie autokorelacji cząstkowej i całkowitej wykazało, że jej struktura dla szeregów czasowych dziennych stóp zwrotu OFE jest bardzo zróżnicowana. Przykładowo, dla funduszu Bankowy istotne w procesie autoregresyjnym okazały się obserwacje historyczne oddalone o: 1, 6, 11, 26, 35, 39, 81, 140, 161, 174 czy 252 dni. Dla niektórych funduszy był to wpływ obserwacji nawet sprzed 309 dni (AXA, Skarbiec-Emerytura) czy 322 dni (Nordea), przeważnie jednak występował wpływ sprzed 11, 36 i 174 dni. Na wyniki OFE oddziaływały także składniki losowe sprzed 1—322 dni.

Z przedstawionych w tabl. 2 wartości podstawowej charakterystyki miesięcznych stóp zwrotu OFE z okresu październik 1999 r.—wrzesień 2007 r. wynika, że najniższą średnią stopę zwrotu w badanym okresie uzyskał AIG (0,859%), a najwyższą — Polsat (1,024%) — nieznacznie więcej niż ING NN (1,0%). Najniższą minimalną stopę zwrotu odnotował Bankowy (−6,928%), z kolei najwyższą minimalną stopę zwrotu — CU (−3,878%). Pod względem maksymalnej

Wykr. 1. DZIENNE STOPY ZWROTU OFE W OKRESIE 4.10.1999 R.—28.09. 2007 R. (2013 obserwacji)^a



^a Wykres ma charakter poglądowy, ukazuje podobieństwo wyników OFE w badanym okresie, stopy zwrotu w zakresie $<-4\%$; 20% >.

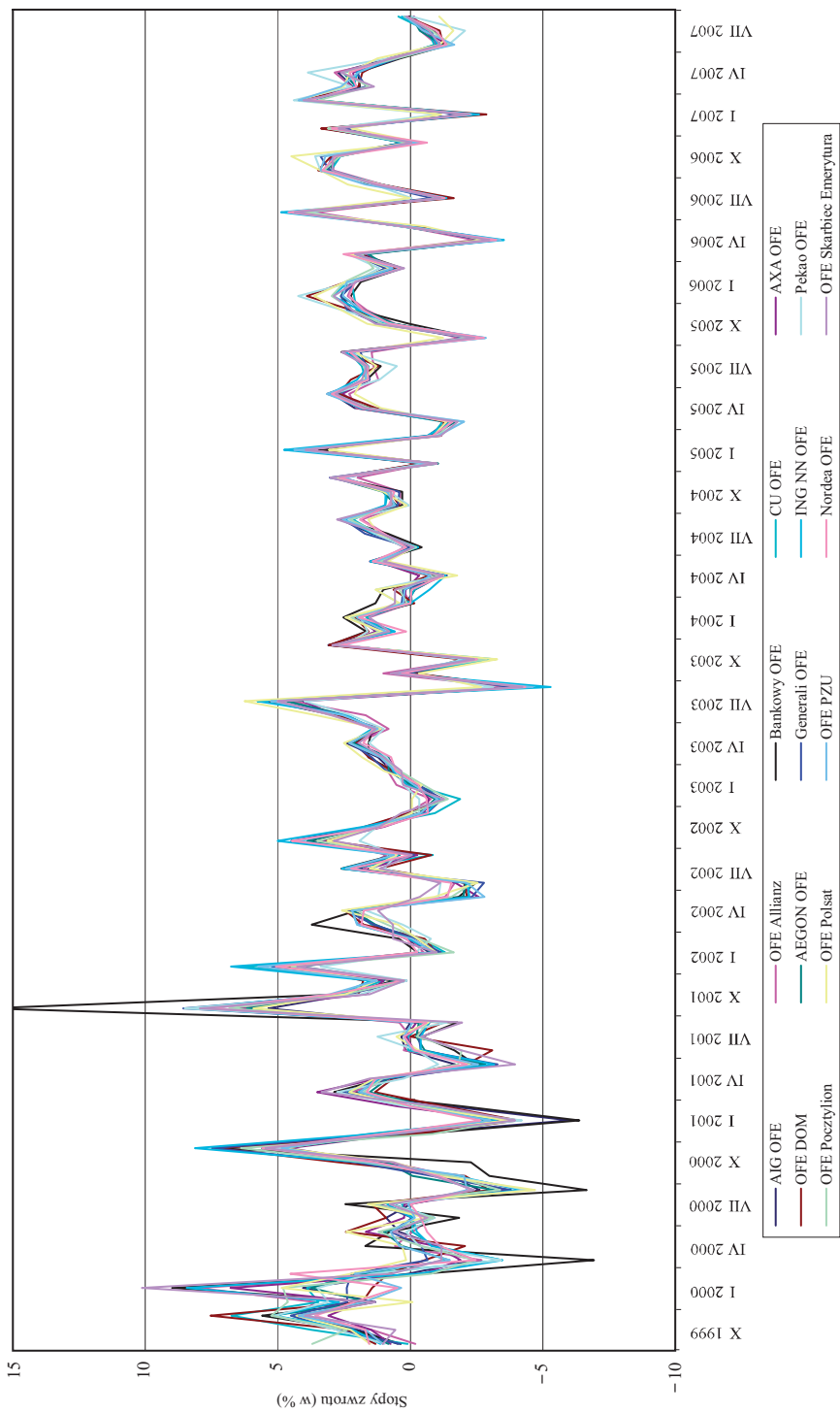
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.money.pl.

TABL. 1. WARTOŚCI PODSTAWOWEJ CHARAKTERYSTYKI DZIENNYCH STÓP ZWROTU OFE
W OKRESIE 4.10.1999 R.—28.09.2007 R. (2013 obserwacji)

Wyszczególnienie	AIG	Allianz	Bankowy	CU	AXA	DOM (WARTA)	AEGON	Generali	ING NN	Pekao	Poczty- lion	Polsat	PZU	Nordea	Skarbiec- -Emery- tura
Średnia	0,048	0,049	0,048	0,052	0,049	0,052	0,048	0,053	0,055	0,051	0,050	0,057	0,051	0,050	0,047
Dolna granica 95% prze- działu ufnosci dla śred- niej	0,031	0,032	0,024	0,034	0,032	0,033	0,029	0,035	0,035	0,032	0,031	0,040	0,033	0,032	0,029
Górna granica 95% prze- działu ufnosci dla śred- niej	0,066	0,066	0,072	0,071	0,066	0,071	0,067	0,071	0,074	0,069	0,069	0,075	0,069	0,068	0,065
Minimum	-2,610	-2,451	-4,131	-2,698	-2,104	-3,110	-5,719	-2,213	-2,817	-3,369	-2,859	-2,785	-2,734	-2,741	-2,068
Maksimum	2,639	2,026	7,194	2,233	2,112	3,789	6,393	2,731	2,012	3,822	4,078	2,454	1,744	3,462	3,276
Rozstęp	5,249	4,476	11,325	4,932	4,216	6,899	12,112	4,944	4,829	7,191	6,937	5,239	4,478	6,203	5,344
Kwartył dolny (25%)	-0,163	-0,155	-0,186	-0,182	-0,157	-0,167	-0,155	-0,162	-0,197	-0,141	-0,160	-0,148	-0,177	-0,159	-0,162
Mediana	0,057	0,056	0,052	0,063	0,055	0,039	0,049	0,046	0,057	0,056	0,039	0,066	0,063	0,044	0,058
Kwartył górny (75%)	0,260	0,244	0,284	0,274	0,259	0,288	0,254	0,272	0,302	0,249	0,253	0,266	0,275	0,255	0,258
Rozstęp kwartyłowy	0,424	0,399	0,470	0,456	0,416	0,454	0,409	0,434	0,498	0,390	0,413	0,414	0,452	0,414	0,420
Wariancja	0,160	0,152	0,297	0,179	0,156	0,197	0,189	0,173	0,199	0,180	0,185	0,164	0,167	0,164	0,172
Odczylenie standardowe	0,401	0,390	0,545	0,424	0,395	0,444	0,435	0,416	0,446	0,424	0,430	0,405	0,409	0,406	0,414
Skośność	-0,210	-0,146	0,813	-0,138	-0,041	0,160	0,411	0,032	-0,176	-0,138	0,476	-0,322	-0,297	-0,022	0,222
Współczynnik ekscesu	0,852	0,656	16,785	-0,157	-0,504	4,121	35,975	-0,137	-0,555	7,676	7,246	1,445	-0,405	2,533	0,758

Źródło: obliczenia własne.

Wykr. 2. MIESIĘCZNE STOPY ZWROTU OFE W OKRESIE PAŹDZIERNIK 1999 R.—WRZESIEŃ 2007 R. (96 obserwacji)^a



^a Wykres ma charakter poglądowy, ukazuje podobieństwo wyników OFE w badanym okresie, stopy zwrotu w zakresie $<-10\%$; 20% .

Źródło: jak przy wyk. 1.

**TABL. 2. WARTOŚCI PODSTAWOWEJ CHARAKTERYSTYKI MIESIĘCZNYCH STÓP ZWROTU OFE
W OKRESIE PAŹDZIERNIK 1999 R.—WRZESIEŃ 2007 R. (96 obserwacji)**

Wyszczególnienie	AIG	Allianz	Bankowy	CU	AXA	DOM (WARTA)	AEGON	Generali	ING NN	Pekao	Poczty- lion	Polsat	PZU	Nordea	Skarbiec- -Emery- tura
Średnia	0,859	0,874	0,877	0,962	0,872	0,923	0,867	0,964	1,000	0,927	0,895	1,024	0,939	0,877	0,885
Dolna granica 95% prze- działu ufności dla śred- niej	0,424	0,455	0,261	0,503	0,443	0,452	0,455	0,510	0,479	0,494	0,440	0,598	0,505	0,451	0,419
Górna granica 95% prze- działu ufności dla śred- niej	1,294	1,293	1,493	1,420	1,301	1,395	1,278	1,418	1,521	1,360	1,350	1,449	1,373	1,303	1,352
Minimum	-6,022	-4,292	-6,928	-3,878	-4,208	-4,146	-4,345	-3,889	-5,293	-4,419	-4,437	-4,709	-4,614	-4,350	-4,234
Maksimum	5,602	8,025	15,932	7,897	6,797	7,794	6,162	8,567	8,439	8,525	6,837	6,261	7,504	7,549	10,131
Rozstęp	11,624	12,316	22,859	11,775	11,004	11,940	10,508	12,456	13,732	12,944	11,273	10,969	12,118	11,899	14,365
Kwartył dolny (25%)	-0,346	-0,209	-0,877	-0,534	-0,330	-0,611	-0,331	-0,520	-0,624	-0,290	-0,801	-0,360	-0,163	-0,613	-0,663
Mediana	0,872	0,877	0,939	0,956	0,912	1,117	0,821	0,981	0,940	0,928	1,078	1,111	0,934	0,776	0,727
Kwartył górny (75%)	2,180	2,041	2,486	2,248	2,136	2,324	2,207	2,368	2,311	2,287	2,348	2,387	2,198	2,098	2,063
Rozstęp kwartyłowy	2,525	2,251	3,363	2,782	2,466	2,935	2,538	2,888	2,935	2,577	3,149	2,747	2,361	2,711	2,727
Wariancja	4,609	4,272	9,243	5,119	4,475	5,416	4,129	5,019	6,603	4,570	5,043	4,413	4,586	4,427	5,300
Odechylenie standardowe	2,147	2,067	3,040	2,262	2,115	2,327	2,032	2,240	2,570	2,138	2,246	2,101	2,141	2,104	2,302
Skośność	-0,221	0,293	1,040	0,317	0,099	0,390	-0,024	0,382	0,451	0,189	0,125	-0,020	0,113	0,295	0,759
Współczynnik ekscesu	-2,517	-1,777	3,258	-2,537	-2,516	-2,269	-2,944	-1,912	-1,935	-1,881	-3,072	-2,843	-2,536	-2,566	-0,449

Źródło: jak przy tabl. 1.

stopę zwrotu wyróżnił się AIG (5,602%) oraz Bankowy (15,932%). Dla wszystkich funduszy mediana stóp zwrotu była dodatnia i wynosiła w skali miesiąca od 0,727% (Skarbiec-Emerytura) do 1,117% (DOM — obecnie WARTA). Kwantyfikacja ryzyka wskazuje, że najniższe odchylenie standardowe miesięcznych stóp zwrotu miał AEGON 2,032%, a najwyższe — Bankowy 3,04%.

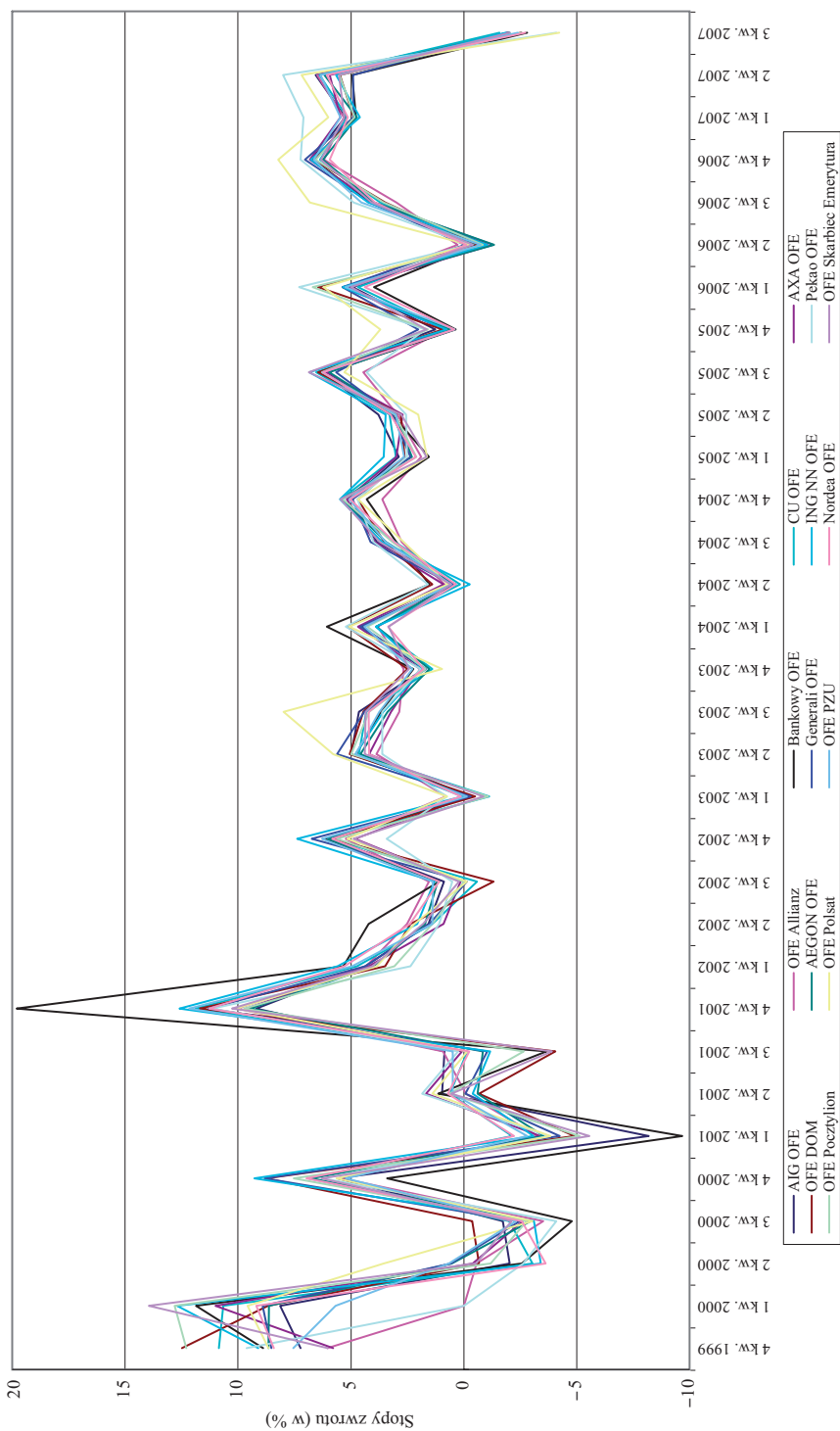
Biorąc pod uwagę skośność rozkładów stóp zwrotu należy zauważyć, że tylko 3 fundusze miały lewostronną, ujemną skośność (najbardziej AIG — -0,221), pozostałe 12 funduszy cechowała skośność prawostronna, dodatnia (najbardziej Bankowy — 1,04). Wartości współczynnika spłaszczenia rozkładu (ekscesu) wskazują, że wszystkie fundusze (z wyjątkiem Bankowego — 3,258) charakteryzowały się platykurtycznymi rozkładami stóp zwrotu, o mniejszej niż dla rozkładu normalnego koncentracji stóp zwrotu wokół ich wartości oczekiwanej.

Analiza rozkładów miesięcznych stóp zwrotu OFE wykazała, że na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ dla funduszu Bankowy oraz Skarbiec-Emerytura obliczony poziom p był mniejszy od przyjętego poziomu α ($p < \alpha$). Odrzucono zatem dla nich hipotezę H_0 o normalności rozkładu stóp zwrotu. Dla pozostałych funduszy nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że rozkłady ich stóp zwrotu są normalne. Zarówno miesięczne, jak i kwartalne szeregi czasowe stóp zwrotu OFE miały stałą w czasie średnią i wariancję, analiza nie wykazała jednak istotnych autokorelacji cząstkowych i całkowitych.

W przypadku badania własności kwartalnych stóp zwrotu OFE najniższą średnią stopę zwrotu uzyskał Allianz (2,637%), a najwyższą — Polsat (3,567%). Podobnie jak w przypadku miesięcznych stóp zwrotu wynik Polsatu był nieznacznie lepszy niż dla ING NN (3,442%). Najniższą minimalną stopę zwrotu odnotował Bankowy (-9,67%), z kolei najwyższą minimalną stopę zwrotu — PZU (-2,809%). Maksymalne wartości stóp zwrotu wyniosły 9,192% dla funduszu AIG oraz 19,802% dla funduszu Bankowy. Wartość środkowa stóp zwrotu dla wszystkich funduszy (mediana) była dodatnia i wynosiła od 2,53% (Pekao) do 4,156% (Generali). Całkowite ryzyko inwestycji, mierzone odchyleniem standardowym kwartalnych stóp zwrotu, wynosiło od 2,957% w przypadku funduszu Allianz do 5,179% w przypadku funduszu Bankowy.

Biorąc pod uwagę miarę asymetrii — skośność rozkładu stóp zwrotu — należy zauważyć, że tylko 4 fundusze miały lewostronną, ujemną skośność (największą AIG — -0,886), a 11 funduszy skośność dodatnią, prawostronną (największą Bankowy — 0,575). Miara koncentracji rozkładu stóp zwrotu (współczynnik ekscesu) wskazuje, że wszystkie fundusze (z wyjątkiem Bankowego) miały ujemną wartość współczynnika. Świadczy to o mniejszym skoncentrowaniu wartości ich stóp zwrotu niż dla rozkładu normalnego (rozkład spłaszczony, platykurtyczny). Dla każdego funduszu na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ obliczony poziom istotności p był większy niż przyjęty poziom α ($p > \alpha$), zatem nie było podstaw do odrzucenia hipotezy H_0 o normalności rozkładu kwartalnych stóp zwrotu z inwestycji OFE.

Wykr. 3. KWARTALNE STOPY ZWROTU OFE W OKRESIE IV WARTAL 1999 R.—III KWARTAL 2007 R. (32 obserwacje)^a



^a Wykres ma charakter poglądowy, ukazuje podobieństwo wyników OFE w badanym okresie, stopy zwrotu w zakresie <– 10%, 20%>.
Źródło: jak przy wykr. 1.

**TABL. 3. WARTOŚCI PODSTAWOWEJ CHARAKTERYSTYKI KWARTALNYCH STÓP ZWROTU OFE
IV KWARTAŁ 1999 R.—III KWARTAŁ 2007 R. (32 obserwacje)**

Wyszczególnienie	AIG	Allianz	Bankowy	CU	AXA	DOM (WARTA)	AEGON	Generali	ING NN	Pekao	Poczty- lion	Polsat	PZU	Nordea	Skarbiec- -Emery- tura
Średnia	3,005	2,637	3,082	3,265	3,043	3,251	3,015	3,307	3,442	2,892	3,166	3,567	3,210	3,104	3,001
Dolna granica 95% prze- działu ufnosci dla śred- niej	1,689	1,571	1,215	1,871	1,818	1,759	1,780	1,988	1,919	1,532	1,645	2,211	2,015	1,815	1,572
Górna granica 95% prze- działu ufnosci dla śred- niej	4,321	3,703	4,949	4,659	4,269	4,744	4,250	4,625	4,965	4,253	4,688	4,923	4,404	4,393	4,430
Minimum	-8,188	-3,510	-9,670	-3,054	-3,390	-4,887	-3,535	-4,242	-3,403	-4,105	-5,122	-4,225	-2,809	-3,632	-5,560
Maksimum	9,192	10,033	19,802	11,884	11,004	12,477	9,438	11,289	12,696	11,148	12,811	10,091	12,153	11,284	13,943
Rozstęp	17,379	13,543	29,472	14,938	14,394	17,363	12,973	15,531	16,099	15,253	17,934	14,316	14,962	14,916	19,503
Kwartył dolny (25%)	0,871	0,798	0,727	0,003	0,495	-0,444	0,516	0,222	-0,098	0,629	0,322	0,856	0,519	0,397	0,385
Mediana	3,951	2,804	3,528	3,493	3,587	3,481	3,407	4,156	3,591	2,530	3,115	3,773	3,602	3,304	3,522
Kwartył górny (75%)	5,428	4,826	5,136	5,667	5,328	5,648	5,679	5,487	5,621	5,048	5,563	6,110	5,356	5,552	5,368
Rozstęp kwartyłowy	4,558	4,028	4,409	5,664	4,833	6,092	5,163	5,265	5,719	4,419	5,241	5,254	4,837	5,155	4,983
Wariancja	13,328	8,743	26,820	14,950	11,552	17,137	11,730	13,374	17,842	14,243	17,805	14,145	10,983	12,787	15,705
Odczylenie standardowe	3,651	2,957	5,179	3,866	3,399	4,140	3,425	3,657	4,224	3,774	4,220	3,761	3,314	3,576	3,963
Skośność	-0,886	-0,010	0,575	0,404	0,103	0,167	-0,060	0,047	0,328	0,032	0,330	-0,292	0,205	0,086	0,276
Współczynnik ekscesu	-1,658	-2,671	0,252	-3,284	-3,086	-3,049	-3,723	-3,397	-3,212	-3,108	-2,905	-3,480	-2,683	-3,264	-1,960

Źródło: jak przy wykr. 1.

WYKŁADNIK HURSTA

H. E. Hurst był hydrologiem, który badając zmiany poziomu Nilu w pierwszej połowie XX w. doszedł do wniosku, że przyrosty poziomu rzeki są ze sobą skorelowane nawet w ciągu kilku lat. Uzyskane rezultaty określił jako efekt „długiej pamięci” (danych). Wnikliwe badania Hursta nad pomiarem tego efektu doprowadziły do propozycji metody powszechnie nazywanej analizą R/S (Hurst, 1951), czyli przeskalowanego zasięgu (*Rescaled Range*), którego średnią wartość określił jako:

$$E(R/S)_n = cn^H \quad (1)$$

gdzie:

c — pewna stała dodatnia,

n — długość podciągu zbioru obserwacji,

H — wykładnik Hursta.

Aby wyznaczyć H należy dla różnych n obliczyć $E(R/S)_n$, a następnie wyznaczyć parametry równania dla regresji liniowej postaci:

$$\ln E(R/S)_n = \ln c + H \ln n \quad (2)$$

Interpretacja wykładnika H jest następująca: jeśli dane są realizacjami ciągu niezależnych zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie, to przy $n \rightarrow \infty$ otrzymujemy $H = 0,5$ oraz $c = \sqrt{0,5\pi}$. Gdy $H > 0,5$, to badany proces ma większy zasięg w jednostce czasu niż w przypadku, gdyby jego przyrosty były niezależne. W tym przypadku przyrosty procesu muszą na siebie oddziaływać (ruch w górę pociąga za sobą kolejny ruch w górę itd.). Jeśli relacja $H > 0,5$ zachodzi dla dużych wartości n , to mamy do czynienia z efektem „długiej pamięci”, czyli długoterminową zależnością danych. Algorytm wyznaczania $E(R/S)_n$ (Weron A., Weron R., 1998) jest następujący:

- 1) ciąg danych podziel na d odcinków o długości n (liczba danych równa się dn);
- 2) dla każdego podciągu $m = 1, 2, \dots, d$:
 - a) wyznacz średnie arytmetyczne wartości zwrotów OFE (oznaczymy je E_m) oraz empiryczne odchylenia standardowe (oznaczymy je S_m),
 - b) przeskaluj wartości zwrotów $Z_{i,m}$ przez odjęcie średniej wartości zwrotów OFE w danym podciągu, tj.: $X_{i,m} = Z_{i,m} - E_m$ dla $i = 1, 2, \dots, n$,
 - c) skonstruuj skumulowany ciąg według formuły: $Y_{i,m} = \sum_{j=1}^i X_{j,m}$,
 - d) oblicz zasięg $R_m = \max_i Y_{i,m} - \min_i Y_{i,m}$,
 - e) przeskaluj zasięg: R_m/S_m , analogicznie jak w punkcie b);

3) średnia wartość przeskalowanego zasięgu dla podciągu długości n wynosi

$$E(R/S)_n = \frac{1}{d} \sum_{m=1}^d \frac{R_m}{S_m}.$$

Kontynuując analizę OFE w pierwszej kolejności zbadano efekt „długiej pamięci” dla przeciętnej stopy zwrotu całej grupy funduszy (dla przykładowych podciągów długości odpowiednio: 15, 31, 62, 125, 251, 503, 1006 i 2013). W wyniku obliczeń otrzymano $H = 0,548674$ (tabl. 4). Dalsza analiza wykaże, czy jest to wartość wystarczająca do stwierdzenia występowania efektu „długiej pamięci”?

TABL. 4. PRZESKALOWANE ZAKRESY DLA ŚREDNIEJ DZIENNEJ STOPY ZWROTU CAŁEJ GRUPY OFE

n	$E(R/S)_n$	$\ln(n)$	$\ln E(R/S)_n$
2013	60,991	10,9750	5,9305
1006	44,905	9,9744	5,4888
503	32,87	8,9744	5,0387
251	24,318	7,9715	4,6040
125	15,947	6,9658	3,9953
62	10,279	5,9542	3,3616
31	6,6593	4,9542	2,7354
15	4,2003	3,9069	2,0705

Wyniki regresji (8 obserwacji):

	<u>Parametr</u>	<u>Błąd standardowy</u>
Wyraz wolny	0,0602182	0,1467320
Współczynnik kierunkowy	0,5486740	0,0187908
Oszacowany wykładnik Hursta = 0,548674		

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W kolejnym kroku analizy zbadano występowanie efektu „długiej pamięci” dla dziennych stóp zwrotu poszczególnych OFE zrealizowanych od początku ich działalności. W tabl. 5 wyróżniono największą i najmniejszą wartość wykładnika Hursta dla OFE wśród uzyskanych wyników. Obie wartości nie są jednak dostatecznie przekonujące pod względem występowania efektu „długiej pamięci”, gdyż są bardzo bliskie wartości 0,5. Poza tym do wyznaczenia wykładnika Hursta użyto stosunkowo małej liczby obserwacji.

Oczywiście, dla bardzo dużych wartości n można by porównywać wyznaczone wartości $E(R/S)_n$ z wartością teoretyczną, wyznaczoną dla ciągu niezależnych zmiennych losowych o tym samym rozkładzie.

Oznaczmy zatem wartość teoretyczną uśrednionego, przeskalowanego zasięgu jako $E(R/S)_n^0$ — problem jej określenia omówiony jest w dalszej części ar-

tykułu. Nadmienmy jednak, że sens jej wyznaczenia wiąże się z faktem, iż duże nadwyżki $E(R/S)_n$ w stosunku do $E(R/S)_n^0$ wskazywałyby zapewne na „długą pamięć” procesu. Mimo że asymptotyczną, teoretyczną wartość $E(R/S)_n^0$ Hurst już oszacował, jako $\sqrt{n \frac{\pi}{2}}$, to jednak problem pojawia się w przypadku małych wartości n długości podciągu obserwacji (w badaniu wzięto pod uwagę także niskie wartości $n = 15, 31, 62$).

TABL. 5. WYKŁADNIK HURSTA DLA DZIENNYCH STÓP ZWROTU OFE

Fundusze emerytalne	Wykładnik Hursta H
AIG	0,553865
Allianz	0,545161
Bankowy	0,578209
CU	0,530652
AXA	0,530045
DOM (WARTA)	0,529998
AEGON	0,508308
Generali	0,507307
ING NN	0,539329
Pekao	0,555942
Pocztalion	0,562073
Polsat	0,542441
PZU	0,518442
Nordea	0,533360
Skarbiec-Emerytura	0,549195

Źródło: jak przy tabl. 1.

Dopiero prace Anisa i Lloyda (1976), a następnie Petersa (1994) pozwoliły ostatecznie rozstrzygnąć algorytm postępowania w takich sytuacjach. Wzór Petersa, pozwalający szacować teoretyczną wartość średniej wartości przeskalowanego zasięgu dla n niezależnych zmiennych losowych o tym samym rozkładzie, przyjmuje postać:

$$E(R/S)_n^0 = \begin{cases} \frac{n-0,5}{n} \frac{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}{\sqrt{\pi}\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \sum_{i=1}^{n-1} \sqrt{\frac{n-i}{i}} : n \leq 340 \\ \frac{n-0,5}{n} \sqrt{\frac{2n}{\pi(n-1)^2}} \sum_{i=1}^{n-1} \sqrt{\frac{n-i}{i}} : n > 340 \end{cases} \quad (3)$$

gdzie $\Gamma(\cdot)$ oznacza funkcję gamma.

Badając dzienne zwroty przyjmuje się, że efekt „długiej pamięci” występuje, gdy wartość H wyznaczona empirycznie na podstawie danych różni się od wartości teoretycznej H^0 o przynajmniej $\sqrt{1/N}$, gdzie N — to liczba obserwacji. Wartość H^0 wyznacza się na podstawie wzoru Petersa (3) i przy zastosowaniu regresji liniowej określonej wzorem (2).

Dodajmy, że wartość $1/N$ jest wariancją wykładnika Hursta, w przypadku gdy badany ciąg składa się z N niezależnych zmiennych losowych o rozkładzie normalnym $N(0,1)$. W naszym przypadku uzyskujemy $\sqrt{1/N} = \sqrt{1/2013} = 0,02228$. Dalsze obliczenia przeprowadzone w programie Mathematica dały wartość teoretyczną $H^0 = 0,526481$ i pozwoliły wyznaczyć różnice wartości $H - H^0$.

TABL. 6. RÓŻNICE POMIĘDZY TEORETYCZNYMI A EMPIRYCZNYMI WYKŁADNIKAMI HURSTA DLA DZIENNYCH STÓP ZWROTÓW OFE

Fundusze emerytalne	Różnica $H - H^0$
Grupa OFE	0,022190
AIG	0,027384
Allianz	0,018680
Bankowy	0,051728
CU	0,004171
AXA	0,003564
DOM (WARTA)	0,003517
AEGON	-0,018170
Generali	-0,019170
ING NN	0,012848
Pekao	0,029461
Pocztylion	0,035592
Polsat	0,015960
PZU	-0,008040
Nordea	0,006879
Skarbiec-Emerytura	0,022714

Ź r ó ł o: obliczenia własne w programie Mathematica na podstawie poprawki Petersa, wzór (3).

Podsumowując wyniki z tabl. 6 należy zauważyć, że o efekcie „długiej pamięci” dla dziennych zwrotów można ostatecznie mówić jedynie w przypadku funduszy: AIG, Bankowy, Pekao, Pocztylion oraz Skarbiec-Emerytura. W przypadku pozostałych funduszy oraz analizowanej wcześniej całej grupy OFE (tabl. 4), różnica pomiędzy empiryczną wartością wykładnika H a jej wartością teoretyczną H^0 jest nieistotna, tzn. nie większa niż $\sqrt{1/N} = 0,02228$.

Efekt „długiej pamięci” dla wymienionych funduszy można powiązać z wynikami wcześniejszych analiz ryzyka i efektywności inwestycji OFE dla lat 2000—2006 (Mikulec, 2006, 2008). Empiryczne miary ryzyka wskazały, że dla wszystkich OFE „najsłabsze” wyniki inwestycyjne i duża zmienność stóp zwrotu (wysokie ryzyko) przypadały na początkowy okres ich funkcjonowania (lata

2000 i 2001). Analiza ryzyka i wartości stóp zwrotu w okresie 2002—2007 nie wskazała już na tak znaczne rozbieżności między funduszami. Natomiast ocena efektywności inwestycji OFE w długim okresie (lata 2000—2006) wykazała, że AIG, Bankowy, Pekao, Pocztylion oraz Skarbiec-Emerytura plasowały się wśród funduszy „najsłabszych”.

Można zatem powiązać występowanie istotnie statystycznego efektu „długiej pamięci” tych funduszy z ich „słabymi” wynikami z początkowego okresu funkcjonowania. Wydaje się, że cały czas wyniki z początku okresu działalności wymienionych OFE wpływały na ich niskie pozycje zajmowane w rankingach efektywności. W tym przypadku jest to potwierdzenie występowania efektu „długiej pamięci”. Należy również zauważyć, że funduszem o najbardziej wyraźnym efekcie „długiej pamięci” był Bankowy OFE. Nawiązując do wcześniejszych analiz ryzyka i efektywności, można wyraźnie powiązać jego „największą stratę” — określaną za pomocą miary *WCP* (Worst-Case Performance) i najdłuższej „ścieżki straty, połączonej z najgłębszym spadkiem” w badanym okresie historycznym, obliczonej za pomocą miary *WLS* (Worst Losing Streak) — ze „słabymi” wynikami efektywności i utrzymującą się ostatnią pozycją Bankowego w rankingach.

PRZECIĘTNA DYNAMIKA FUNDUSZY (PDF)

Właściwa ocena wyników inwestowania środków finansowych OFE ma podstawowe znaczenie przy podejmowaniu decyzji o wyborze funduszu przez uczestników. Jedną z miar służącą ich ocenie jest przeciętna stopa zwrotu liczona dla całej grupy funkcjonujących funduszy. Dzięki niej można porównać dany fundusz z przeciętnymi wynikami całej grupy. Jednak z punktu widzenia samego funduszu, ryzyko uzyskania zwrotu za ostatnie 36 miesięcy — mniejszego od wymaganego ustawowo minimum — pociąga za sobą poważne konsekwencje finansowe. Zgodnie z prawem polskim, w takiej sytuacji fundusz jest zobligowany do pokrycia powstałego deficytu.

Problem prawidłowego wyznaczenia przeciętnego zwrotu grupy OFE był już poruszany w literaturze (Gajek i Kałuszka, 2000, 2001; Białek, 2005). W tym artykule uwagę koncentrowano nie tyle na rentowności grupy OFE, ile na jej dynamice. Łatwo bowiem można wyobrazić sobie sytuację, w której dany fundusz co prawda dominuje nad pozostałymi pod względem stopy zwrotu, ale dynamika wzrostu wartości jego jednostki uczestnictwa traci na sile i jedynie kwestią czasu jest utrata przez niego pozycji lidera. Istnieje zatem potrzeba konstrukcji miary, która zgodnie z ustawodawstwem określałaby także przeciętną dynamikę wzrostu wartości jednostek uczestnictwa w trakcie 36 miesięcy dla całej grupy OFE.

Przedstawiamy tu autorską miarę przeciętnej dynamiki funduszy *PDF*, opracowaną na podstawie cenowego indeksu agregatowego. Wprowadzono następujące oznaczenia: $k_i(t)$ — liczba jednostek uczestnictwa posiadanych przez

klientów i -tego funduszu w chwili t ; $w_i(t)$ — wartość jednostki i -tego funduszu w momencie t . Wartość $w_i(t)$ ustalana jest przez podzielenie całkowitych aktywów i -tego funduszu przez liczbę jednostek tego funduszu. Otrzymujemy zatem zależność:

$$A_i(t) = k_i(t)w_i(t) \quad (4)$$

gdzie $A_i(t)$ oznacza wartość całkowitych aktywów netto i -tego funduszu.

Przy wprowadzonych oznaczeniach proponuje się następującą postać dla miary określającej przeciętną dynamikę wartości jednostek uczestnictwa w grupie OFE:

$$PDF = \sum_{i=1}^N \left[\frac{\sum_{u=1}^T w_i(u)k_i(u)}{\sum_{k=1}^N \sum_{u=1}^T w_k(u)k_k(u)} \cdot \sum_{u=2}^T \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{w_i(u-1)k_i(u-1)}{\sum_{y=2}^T w_i(y-1)k_i(y-1)} + \right. \right. \\ \left. \left. + \frac{w_i(u)k_i(u)}{\sum_{y=2}^T w_i(y)k_i(y)} \right) \cdot \frac{w_i(u)}{w_i(u-1)} \right] \quad (5)$$

gdzie:

N — liczba funkcjonujących funduszy (obecnie $N=15$),

T — horyzont czasowy dla miary — zgodnie z ustawą przyjąć należy $T=36$ (dla danych miesięcznych) lub $T=12$ (dla danych kwartalnych).

Ze względu na ograniczenia w zakresie publikacji dziennych danych o funduszach emerytalnych, nie rozważano miary PDF dla danych o tej częstotliwości, choć oczywiście pozwoliłyby one na dokonanie najdokładniejszego pomiaru PDF .

Zauważmy, że wykorzystując zależność (4) i wprowadzając następujące oznaczenia:

$$\alpha_i^u = \frac{1}{2} \left(\frac{A_i(u-1)}{\sum_{y=2}^T A_i(y)} + \frac{A_i(u)}{\sum_{y=2}^T A_i(y)} \right) \quad (6)$$

dla $i = 1, 2, \dots, N$, $u = 2, 3, \dots, T$,

$$\beta_i = \frac{\sum_{u=1}^T A_i(u)}{\sum_{k=1}^N \sum_{u=1}^T A_k(u)}, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (7)$$

wobec wzoru (5) otrzymujemy:

$$PDF = \sum_{i=1}^N \beta_i \cdot \sum_{u=2}^T \alpha_i^u \cdot \frac{w_i(u)}{w_i(u-1)} \quad (8)$$

Dodajmy, że formuły (6) i (7) określają wagi, dla których zachodzi (Białek, 2006):

$$\alpha_i^u \in [0, 1], \quad \beta_i \in [0, 1] \quad \text{dla} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad u = 2, 3, \dots, T$$

oraz

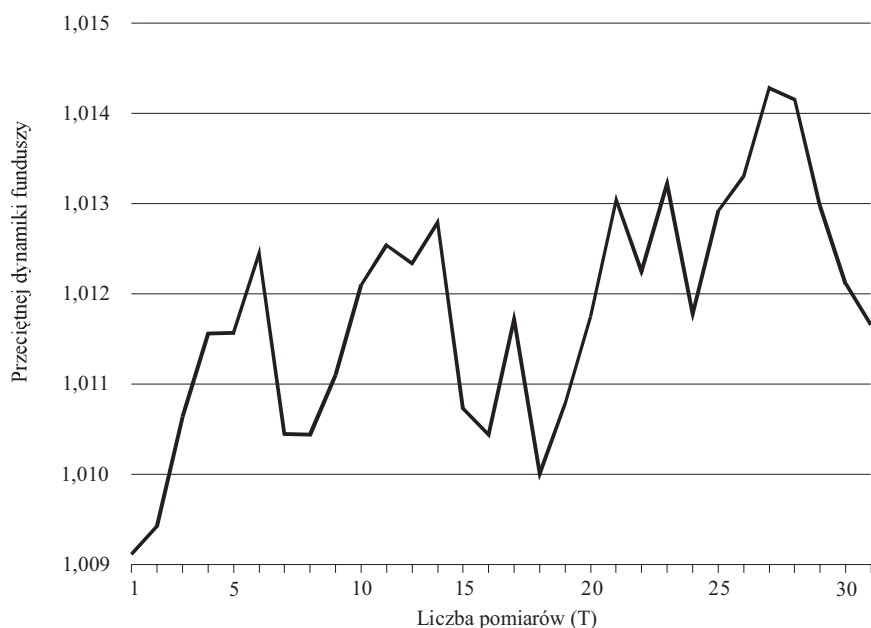
$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^N \alpha_i^u &= 1 \quad \text{dla} \quad u = 2, 3, \dots, T \\ \sum_{i=1}^N \beta_i &= 1 \end{aligned} \quad (9)$$

Współczynniki β_i określają udział aktywów i -tego funduszu względem całej grupy OFE w rozważanym przedziale czasu, natomiast α_i^u informują o tym, jak istotny był u -ty okres inwestycyjny dla i -tego funduszu (pełnią one rolę wag i sumują się na jedność). Interpretacja miary PDF jest następująca: wartości powyżej jedności wskazują na dodatnie tempo wzrostu jednostek uczestnictwa funduszy w grupie OFE. Im większa jest wówczas ta nadwyżka, tym dynamiczniej rosły średnie wartości jednostek uczestnictwa poszczególnych funduszy w grupie funduszy w minionych T okresach. Wartości poniżej jedności informują o „niekorzystnej” sytuacji na runku OFE. Należy dodać, że dynamika rozumiana jest tu jako zmiana wartości jednostki uczestnictwa z okresu na okres, a zatem istotną kwestią dla interpretacji i dokładności miary PDF jest ustalenie długości okresu obserwacyjnego.

Na wyk. 4 przedstawiono wyniki badań, jakie, wykorzystując dane miesięczne dla rynku OFE, przeprowadzono przy użyciu miary PDF . Analizą objęto okres od kwietnia 2002 r. do września 2007 r. (66 obserwacji). Na początku, zgodnie z ustawą o organizacji i funkcjonowaniu OFE, przeanalizowano dynamikę wartości jednostek uczestnictwa funduszy dla 36-miesięcznego interwału

czasowego i 30 pomiarów (66 miesięcznych obserwacji — 36-miesięczny interwał czasowy = 30 pomiarów).

Wykr. 4. ZALEŻNOŚĆ PRZECIĘTNEJ DYNAMIKI FUNDUSZY (PDF)
(liczonej w skali 36 miesięcy) W OKRESIE KWIECIEŃ 2002 R.—WRZESIEŃ 2007 R.

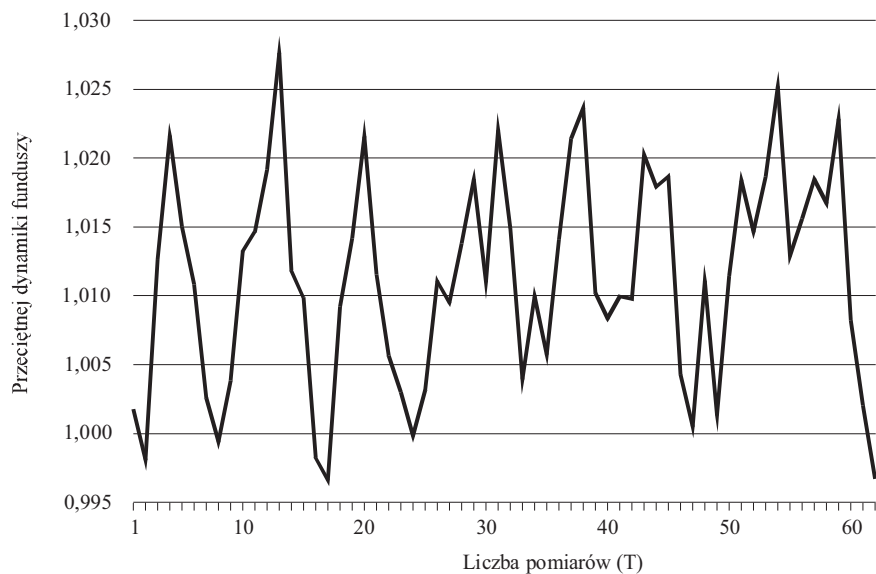


Źródło: jak przy wykr. 1.

Generalnie, wzrost wartości jednostek uczestnictwa w skali jednego miesiąca wahał się w grupie OFE średnio między 0,93% a 1,45% (dla ostatnich 36 miesięcy średnia miesięczna zmiana wartości jednostki to 1,15%). W analizowanym okresie dynamika wartości jednostek funduszy w grupie OFE miała tendencję wzrostową, a wartości miary nie spadały nigdy poniżej jedności. W kolejnym kroku przeprowadzono obliczenia dla następujących przedziałów czasowych obserwacji: $T=3$ (kwartał, 63 pomiary), $T=6$ (pół roku, 60 pomiarów), $T=12$ (rok, 54 pomiary), $T=24$ (dwa lata, 42 pomiary).

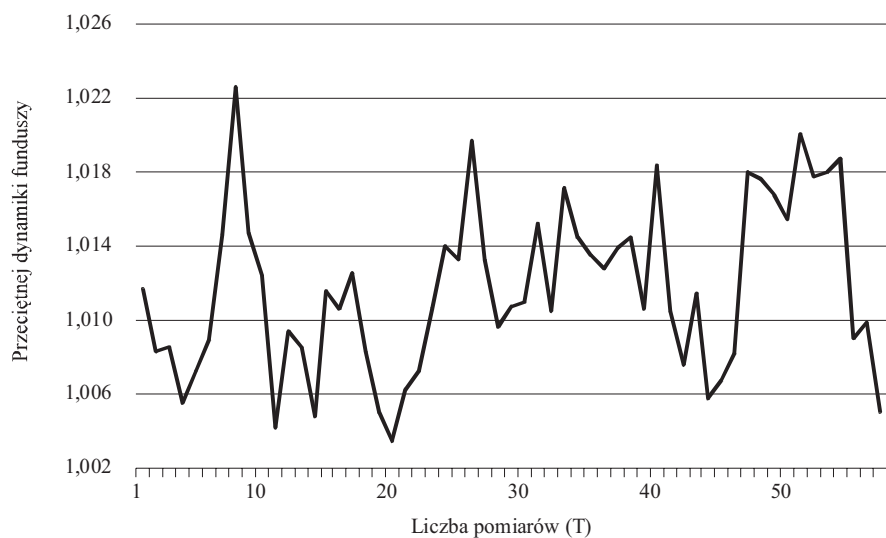
W przypadku kwartalnego interwału czasowego obserwacji zarejestrowano ujemne wartości miary *PDF*, co świadczy o tym, że występowały kwartały o wyraźnie słabej dynamice OFE (wykr. 5). Co więcej, dla okresu kwartalnego nie zaobserwowano trendu wzrostowego, tak jak miało to miejsce w przypadku interwału trzyletniego. W przypadku interwałów kwartalnych nie można mieć zatem pewności, że zakupione przez fundusze jednostki zwiększą z miesiąca na miesiąc swoją wartość, natomiast rozszerzenie interwału czasowego do półrocza powoduje, iż jest to już bardziej prawdopodobne.

Wykr. 5. ZALEŻNOŚĆ PRZECIĘTNEJ DYNAMIKI FUNDUSZY (PDF)
(liczonej w skali kwartału) W OKRESIE KWIECIEŃ 2002 R.—WRZESIEŃ 2007 R.



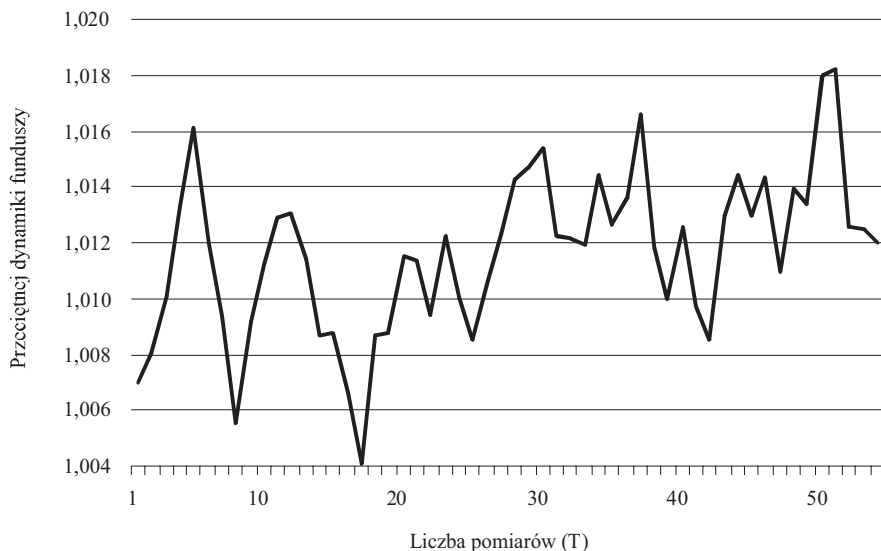
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 6. ZALEŻNOŚĆ PRZECIĘTNEJ DYNAMIKI FUNDUSZY (PDF)
(liczonej w skali półrocznej) W OKRESIE KWIECIEŃ 2002 R.—WRZESIEŃ 2007 R.



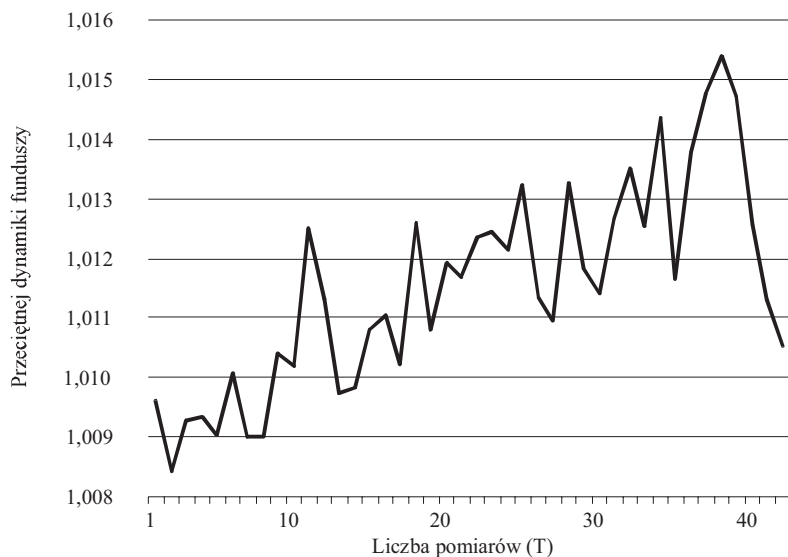
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 7. ZALEŻNOŚĆ PRZECIĘTNEJ DYNAMIKI FUNDUSZY (PDF)
(liczonej w skali roku) W OKRESIE KWIECIEŃ 2002 R.—WRZESIEŃ 2007 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

Wykr. 8. ZALEŻNOŚĆ PRZECIĘTNEJ DYNAMIKI FUNDUSZY (PDF)
(liczonej w skali dwóch lat) W OKRESIE KWIECIEŃ 2002 R.—WRZESIEŃ 2007 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

Analiza wykresów 6—8 wskazuje, że biorąc pod uwagę półroczny, roczny i dwuletni okres dla pomiaru *PDF* nie odnotowano spadku dynamiki poniżej jedności, tzn. przeciętna miesięczna zmiana wartości jednostek uczestnictwa funduszy w grupie OFE przy półrocznym, rocznym bądź dwuletnim okresie jest dla klientów funduszy korzystna.

Wykres 8 wskazuje ponadto, że w skali dwóch lat miesięczna dynamika zmian wartości jednostek uczestnictwa jest dodatnia, co więcej — tempo tych zmian (nie licząc załamania ostatnich dwóch miesięcy) ma istotny trend wzrostowy. Należy zauważyć, że w skali trzech lat ($T=36$) również obserwowano wzrostowy trend dynamiki wartości jednostek uczestnictwa OFE w grupie, jednak mniej wyraźny. Można zatem sformułować wniosek, że wyodrębnienie trendu jest możliwe tylko dla „szerokich” interwałów czasowych obserwacji. Wzięcie pod uwagę „wąskich” interwałów obserwacji, np. kwartalnych, może doprowadzić do sformułowania niepoprawnych wniosków, tzn. że zmiany miesięcznych wartości jednostek uczestnictwa funduszy nie posiadają wyraźnego trendu wzrostowego, co wykazała analiza w dłuższym, 2- i 3-letnim interwale czasowym.

Wnioski

Biorąc pod uwagę, że analizą objęto okres sprzed kryzysu końca 2007 r., który od tamtej pory spowodował znaczny spadek wartości aktywów netto oraz wartości jednostek uczestnictwa funduszy (pierwszy tak duży w historii OFE) — wyniki przeprowadzonych analiz należy uznać za logicznie poprawne. Najważniejsze wnioski płynące z rozszerzonej analizy szeregów czasowych stóp zwrotu OFE i całej ich grupy, przedstawione w artykule, można podsumować w sposób następujący:

Po pierwsze, badanie autokorelacji cząstkowej i całkowitej OFE wykazało, że maksymalny wpływ obserwacji z przeszłości na wyniki inwestycyjne funduszy (dla danych dziennych) nie przekracza 322 dni. Otrzymany wynik wskazuje raczej na „krótszą pamięć” szeregu stóp zwrotu OFE, niż testowany wykładnikiem Hursta.

Po drugie, obliczenia wykładnika Hursta i obserwacja stóp zwrotu OFE pozwalają powiązać występowanie istotnie statystycznego efektu „długiej pamięci”, ze „słabymi” wynikami z początkowego okresu funkcjonowania funduszy tylko w przypadku 5 podmiotów: AIG, Bankowy, Pekao, Pocztylion oraz Skarbiec-Emerytura.

Po trzecie, stosując miarę *PDF* należy zauważyć, że tylko dla „szerokich” interwałów czasowych, analizowanych cyklicznie co miesiąc, udaje się zaobserwować właściwy trend dynamiki wartości jednostek uczestnictwa OFE. Wzięcie pod uwagę „wąskich”, np. kwartalnych, interwałów czasowych i ich analiza z miesiąca na miesiąc może być przyczyną niesłusznych wniosków, co do kształtowania się dynamiki miesięcznych wartości jednostek uczestnictwa funduszy.

Z obserwacji wykresów wartości jednostek uczestnictwa funduszy od lipca 2007 r. do marca 2009 r. wynika, że — pomimo pierwszych oznak ożywienia na

GPW w 2009 r. — OFE „nie wyszły jeszcze z trendu spadkowego”, dlatego warto poczekać z podsumowaniem poniesionych strat i rozliczaniem ich działalności z tego okresu.

Jednocześnie należy zwrócić uwagę na konieczność rozważnego doboru okresu w dalszych tego typu analizach oraz umiejętny wybór „punktu odniesienia” (benchmarku) dla wyników OFE, w celu uzyskania obiektywnej oceny ich efektywności. Należy również poszukiwać innych nieklasycznych i uniwersalnych metod analizy rynku OFE.

dr Jacek Białek, mgr Artur Mikulec — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Anis A., Lloyd E. H. (1976), *The expected value of the adjusted rescaled Hurst range of independent normal summands*, „Biometrika”, No. 63
- Białek J. (2005), *Jak mierzyć rentowność grupy funduszy emerytalnych? Model stochastyczny*, praca zbiorowa pod redakcją naukową Tadeusza Trzaskalika, *Modelowanie preferencji a ryzyko '05*, Wydawnictwo AE w Katowicach
- Białek J. (2006), *The Average Price Dynamics and Indexes of Price Dynamic — Discrete Time Stochastic Model*, Acta Universitatis Lodziensis, „Folia Oeconomica”, No. 196
- Gajek L., Kałuska M. (2000), *On the average return rate for a group of investment funds*, Acta Universitatis Lodziensis, „Folia Oeconomica”, No. 152
- Gajek L., Kałuska M. (2001), *On some properties of the average rate of return — a discrete time stochastic model* (praca niepublikowana)
- Hurst H. (1951), *Long Term Storage Capacity of Reservoirs*, „Transactions of the American Society of Civil Engineers”, No. 116
- Kufel T. (2004), *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, PWN, Warszawa
- Maddala G. (2006), *Ekonometria*, PWN, Warszawa
- Mikulec A. (2006), *Applying the RiskGrade measure in the risk analysis and the efficiency of Open Pension Funds*, Acta Universitatis Lodziensis, „Folia Oeconomica”, No. 216
- Mikulec A. (2008), *Metodologia riskmetrics jako alternatywne podejście do mierzenia ryzyka aktywów finansowych*, praca zbiorowa pod redakcją naukową Tadeusza Trzaskalika, *Modelowanie preferencji a ryzyko '07*, Wydawnictwo AE w Katowicach
- Peters E. E. (1994), *Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics*, Wiley & Sons, New York
- Welfe A. (1998), *Ekonometria*, PWE, Warszawa
- Weron A., Weron R. (1998), *Inżynieria finansowa, WNT, Warszawa*

SUMMARY

The discussion of the time series of return rates in Open Pension Funds (OPFs) and the analysis of dynamics of fund's units is the major aim of this work. The analysis is based on daily, monthly and quarterly relative rates of return for time period 1999—2007.

In this paper the analyze the basic characteristics and stability of time series of return rates in OPFs the research a normality and asymmetry in the distribution of rates of return and the verification so called "long memory effect" using the Hurst coefficient is presented the Average Fund Distribution (AFD) measure to calculate the average, global dynamics of value of fund's units is proposed. The influence of the frequency of data on the AFD measure, which describes the results of the whole group of OPFs has been researched.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является обследование основных свойств временных рядов коэффициентов возврата открытых пенсионных фондов (ОПФ) и анализ динамики значений их единиц участия. Исчисления проводились на основе дневных, месячных и квартальных коэффициентов возврата фондов в 1999—2007 гг.

В статье проанализировались основные признаки и стабильность временных рядов коэффициентов возврата ОПФ, нормальность и асимметрия распределения коэффициентов возврата, а также проведено обследование так называемого эффекта долгой памяти, измеряемого показателем Хурста. С целью оценки изменений динамики значений единиц участия в общем подходе, по отношению ко всей группе фондов была предложена мера СДФ (Средней Динамики Фондов). Было обследовано, каким образом периодичность данных принятых для анализа влияет на измерение СДФ, определяющее ситуацию всей группы ОПФ.

Jan CZEMPAS, Zofia MAJEWSKA

Analiza wyników osiągniętych przez otwarte fundusze inwestycyjne

Z przeprowadzonych dotychczas analiz (Gabryelczyk, 2006; Majewska, 2008) wynika, że dochodowość funduszy inwestycyjnych wpływa na zwiększenie ich aktywów netto. Jednak nie ma żadnej gwarancji, że osiągnięte przez fundusze stopy zwrotu utrzymają się na tym samym poziomie w przyszłości. Utrzymywanie się (persystencja) stóp zwrotu umożliwia ich przewidywanie, co jest niezmiernie istotne z punktu widzenia osiągania ponadprzeciętnych wyni-

ków inwestycyjnych. Zatem stabilność wyników inwestycyjnych powinna być jedną z najważniejszych przesłanek dla inwestorów podejmujących średnio- i długoterminowe decyzje inwestycyjne. Przy długim okresie oszczędzania jednorazowe sukcesy nie mają aż takiego znaczenia, liczy się natomiast zdolność do systematycznego osiągania zysków na wysokim poziomie (powyżej średnich rynkowych). Fundusze, które rzadko zajmują pierwsze czy drugie miejsce w zestawieniach, ale zawsze znajdują się w gronie najlepszych, są wyżej cenione przez świadomych inwestorów niż podmioty, które jednorazowo osiągają ponadprzeciętne wyniki inwestycyjne. Jednak należy mieć też na uwadze, że nawet te podmioty, które osiągają najbardziej stabilne wyniki, czyli w różnych okresach równie skutecznie pomnażają pieniądze swoich klientów, nie gwarantują, że takie dobre wyniki powtórzą się w kolejnych latach.

Celem artykułu jest próba dokonania analizy osiągania i utrzymywania wysokich pozycji w rankingach stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych. Autorzy postawili tezę, że wyniki inwestycyjne funduszu inwestycyjnego charakteryzują się brakiem długotrwałej stabilności.

POMIAR STOPNIA ZGODNOŚCI UPORZĄDKOWAŃ FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH W LATACH 1998—2007

W celu zweryfikowania tezy, że kolejność funduszy w rankingach stóp zwrotu cechował brak stabilności, zastosowano współczynnik korelacji rang Spearmana oraz współczynnik konkordacji Kendalla i Babingtona-Smitha (Steczkowski, Zeliaś, 1997; Czempas, 1991 i 2006; Błaczkowska, Grześkowiak, 2006; Hetmańska, 2005). Badanie dotyczy stopnia stabilności wyników osiąganych przez fundusze (zróznicowanie pozycji rankingowych w latach 1998—2007) ze względu na osiągane stopy zwrotu. Dokonano także próby oceny zmian, jakie dokonały się w analizowanym okresie.

Przeprowadzono analizę w kilku etapach: w pierwszej kolejności przedstawiono rezultaty pomiaru skuteczności prognostycznej rozumianej jako zależność rankingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed roku, a następnie zależnie od rankingów sprzed trzech i pięciu lat. Na końcu przeanalizowano, czy kolejność funduszy w rankingach rocznych pozostawała stabilna.

Miarą stopnia zgodności układów porządkowych jest **współczynnik korelacji rang Spearmana**¹ (*Spearman rank correlation coefficient*) oznaczany jako R_{xy}^2 . Jest on wielkością unormowaną w przedziale $[-1, 1]$. Swoje graniczne wielkości przyjmuje wtedy, gdy między uporządkowaniami zachodzi pełne podobieństwo ($R = 1$ oznacza zgodność rangowania w tym samym kierunku) lub też, gdy te

¹ Współczynnik ten zwany jest inaczej współczynnikiem korelacji kolejnościowej (Kukuła, 2003).

² Może być on utożsamiany ze współczynnikiem korelacji Pearsona, wtedy gdy jednostkowe dane liczbowe obu zmiennych przedstawione zostały w postaci uporządkowanych ciągów numerów zajmowanych pozycji (Luszniewicz, Słaby, 2003).

uporządkowania obiektów są krańcowo przeciwstawne, co oznacza, że występuje pełne podobieństwo, ale przy dokładnym odwróceniu kierunku rangowania ($R = -1$). Wielkość $R = 0$ oznacza brak zależności między obydwoa uporządkowaniami, czyli brak jakiegokolwiek podobieństwa (Kendall, 1970; Steczkowski, Zeliaś, 1981 i 1997; Sobczyk, 1999).

Współczynnik korelacji rang jest definiowany jako:

$$R_{xy} = 1 - \frac{6 \sum_{j=1}^n d_j^2}{n^3 - n} \quad n > 1 \quad (1)$$

gdzie d_j jest dodatnią lub ujemną różnicą par numerów dla realizacji x_j, y_j , przy czym suma kwadratów różnic numerów jest zawarta zawsze w przedziale $[0, (n^3 - n)/3]$. Zaletą tej miary (oprócz unormowania) jest proporcjonalność jej zmian (reakcji) w stosunku do zmian sum wartości bezwzględnych różnic między rangami odpowiadającymi pozycjom (miejscom) zajmowanym przez obiekty porównywanych ze sobą układów. Szczególnie cenna jest przydatność omawianego miernika do określania podobieństwa par układów kolejnościowych zarówno w aspekcie czasowym, jak i przestrzennym (tego aspektu tutaj nie analizowano). Może on także służyć do precyzowania stopnia zgodności klasyfikacji otrzymanych w wyniku zastosowania dwóch lub większej liczby metod porządkujących obiekty tworzące określony układ.

Przeciętny stopień zgodności (podobieństwa) m uporządkowań n obiektów można zmierzyć współczynnikiem r_w Kendalla i Babingtona-Smitha (tzw. współczynnikiem uporządkowań wielokrotnych). Jest on stosunkiem sumy kwadratów odchyleń sum rang S_i od ich średniej arytmetycznej, równej $m(n+1)/2$, do sumy tychże kwadratów w przypadku pełnej zgodności. Współczynnik r_w jest miarą unormowaną w przedziale $(1/m, 1)^3$. Wartość $1/m$ pojawia się wówczas, gdy wystąpi całkowita niezgodność uporządkowań, a staje się równa jedności, gdy uporządkowania są w pełni zgodne. W tym opracowaniu skorzystano z relacji:

$$r_w = \frac{S}{\frac{1}{12} m^2 n (n^2 - 1)} \quad \text{gdzie} \quad S = \sum_{j=1}^n \left\{ R_j - \left[\frac{m(n+1)}{2} \right] \right\}^2 \quad (2)$$

gdzie:

- r_w — współczynnik uporządkowań wielokrotnych,
- $R_j (j = 1, \dots, n)$ — rangi odpowiadające pozycji zajmowanej przez j -ty fundusz w rankingu,

³ Wielu autorów, np. cytowani wcześniej J. Steczkowski, A. Zeliaś (1981) przyjmuje, że minimalna wartość, jaką może przyjąć ten współczynnik, jest równa 0.

n — liczba badanych obiektów (funduszy),
 m — liczba uwzględnionych w badaniu zmiennych (okresów).

A. Góralski (1976) daje następujący opis różnych wartości współczynników siły związku:

- 1) $r = 0$ — związek nie występuje⁴,
- 2) $0 < r < 0,1$ — związek jest nikły,
- 3) $0,1 \leq r < 0,3$ — związek jest słaby,
- 4) $0,3 \leq r < 0,5$ — związek jest przeciętny,
- 5) $0,5 \leq r < 0,7$ — związek jest silny (wysoki),
- 6) $0,7 \leq r < 0,9$ — związek jest bardzo silny (bardzo wysoki),
- 7) $0,9 \leq r < 1$ — związek jest niemal pełny,
- 8) $r = 1$ — związek jest pełny.

Zatem, im wyższa jest zgodność uporządkowań cech, tym wyższą wartość przyjmuje współczynnik r_w .

BADANIE STABILNOŚCI WYNIKÓW FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH W LATACH 1998—2007

Badaniem objęto 101 funduszy inwestycyjnych otwartych i specjalistycznych (oraz ich subfunduszy) działających na polskim rynku kapitałowym w latach 1998—2007, co stanowiło 27% wszystkich funduszy funkcjonujących 31.12.2007 r.⁵. Z analizy wykluczono fundusze zamknięte, ze względu na odmienny charakter wyceny tytułów uczestnictwa. Ponadto analizą nie objęto funduszy zagranicznych akcji i papierów dłużnych oraz funduszy, których nie można było zakwalifikować do podstawowych grup (według klasyfikacji stosowanej przez spółkę Analizy Online we współpracy z Izłą Zarządzających Funduszami i Aktywami, fundusze takie wchodzą w skład grupy „pozostałe”)⁶.

Do badań przyjęto zatem:

- 21 funduszy akcji polskich (AKP),
- 13 funduszy zrównoważonych (MIP),
- 21 funduszy stabilnego wzrostu (SWP),
- 24 fundusze polskich papierów dłużnych (PDP),
- 22 fundusze rynku pieniężnego (RPP)⁷.

⁴ Dla współczynników r_w ta skala ocen powinna zostać nieco zmodyfikowana, skoro minimalna wartość, jaką może on przyjąć, wynosi $1/m$.

⁵ 31.12.2007 r. działalność operacyjną na polskim rynku prowadziło 377 funduszy inwestycyjnych o łącznych aktywach 135 mld zł.

⁶ Por. www.izbazarzadzajacych.pl oraz www.analizy.pl.

⁷ Charakterystyka poszczególnych grup funduszy przyjętych do analizy w opracowaniu J. Czempasa i Z. Palicy (2007).

Na badane przez autorów pracy fundusze przypada ok. 68% wartości aktywów netto wszystkich funduszy działających w Polsce pod koniec 2007 r.⁸ Postawiona przez autorów teza sprowadza się do oceny wpływu osiąganych w przeszłości wyników inwestycyjnych na pozycję osiąganą w rankingu przez fundusze w kolejnych latach. Zmiennymi uwzględnionymi w analizie są stopy zwrotu funduszy wspólnego inwestowania. W celu zbadania poziomu i stabilności wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce w pierwszej kolejności dokonano identyfikacji najważniejszych czynników zarówno o charakterze prawnym, jak i ekonomicznym, które kształtowały bądź też w znaczny sposób przyczyniły się do wyników osiąganych przez fundusze inwestycyjne. Istnienie wspomnianych czynników sprawia, że zróżnicowanie stóp zwrotu jest nieuniknione. W poniższej analizie stabilności dokonano próby udzielenia odpowiedzi na pytania:

- Czy istnieje podobieństwo uporządkowań dla każdej pary sąsiednich lat, w których analizowano poziomy badanych zmiennych?
- Jaki jest stopień podobieństwa uporządkowań dla wszystkich lat łącznie (17 przypadków⁹)?
- Czy zaobserwowane zgodności uporządkowań są istotne statystycznie?

Należy zaznaczyć, że w dotychczasowej historii polskiego rynku funduszy inwestycyjnych utrzymywanie się wyników inwestycyjnych funduszy wspólnego inwestowania nie było przedmiotem badań. W krajowej literaturze można znaleźć tylko jedną próbę podjęcia tematu stabilnego utrzymywania się funduszy inwestycyjnych na wysokich pozycjach w rankingach oraz dwie próby zbadania przewidywalności stóp zwrotu.

Pierwsze ze wspomnianych badań zostało przeprowadzone w 2005 r. przez S. Buczka na próbie składającej się z 12 funduszy akcyjnych. Autor udowodnił, że w latach 2001—2004 nawet najlepsi inwestorzy profesjonalni nie byli w stanie osiągać stabilnych ponadprzeciętnych stóp zwrotu. W poszczególnych podokresach zamiast stabilnych i systematycznie uzyskiwanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu, miała miejsce duża zmienność relatywnej stopy zwrotu. Z kolei M. Woś (2002) oraz K. Gabryelczyk (2005) zbadali przewidywalność stóp zwrotu funduszy akcyjnych i zrównoważonych działających w Polsce.

Analiza przeprowadzona przez M. Wosia potwierdziła postawioną przez niego tezę o znaczącym wpływie stabilności ryzyka funduszu inwestycyjnego na pewność prognoz dotyczących ich efektywności. Z kolei K. Gabryelczyk szukała odpowiedzi na pytanie, czy na podstawie przeszłych wartości miar Sharpe'a,

⁸ Fundusze akcyjne (AKP) stanowiły 72,8%, fundusze hybrydowe (MIP oraz SWP) — 89,6%, polskich papierów dłużnych (PDP) — 88%, zaś fundusze rynku pieniężnego (RPP) — 72,8% wartości aktywów netto wszystkich krajowych funduszy należących do danej grupy celów inwestycyjnych i działających na rynku na koniec 2007 r.

⁹ Były to fundusze inwestycyjne, które działały przez analizowany okres 1998—2007 i spełniały przyjęte założenia badawcze.

Jensena i Treynora analizowanych funduszy można przewidzieć ich przyszłe stopy zwrotu nieważone ryzykiem (*unadjusted raw returns*), a tym samym możliwość osiągania ponadprzeciętnych stóp zwrotu? Autorka stwierdziła, że przy wykorzystaniu tych miar nie można było przewidzieć wyników inwestycyjnych funduszy akcyjnych i hybrydowych. W większości wypadków otrzymano bowiem niesatysfakcjonujące i nieistotne statystycznie wyniki¹⁰.

WYNIKI BADANIA

W celu zbadania przewidywalności wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce, na próbie składającej się ze 101 funduszy inwestycyjnych, w pierwszej kolejności przeanalizowano, czy na podstawie historycznych stóp zwrotu można przewidzieć przyszłą dochodowość funduszy. W celu określenia własności prognostycznych przeanalizowano zależności liniowe pomiędzy średnimi stopami zwrotu a tymi stopami z poprzednich okresów. W przypadku analizy opartej na stopach zwrotu współczynnik korelacji rang Spearmana może być interpretowany jako ta część zmienności rankingu według stóp zwrotu, która została wyjaśniona przez ranking sformułowany rok (oraz 3 i 5 lat) wcześniej na bazie stóp zwrotu (Woś, 2002). W tabl. 1 i 2 przedstawiono zależność rankingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed roku, a także sprzed 3 oraz 5 lat¹¹. Zdecydowano bowiem, że uszeregowanie i zestawienie stóp zwrotu z takich okresów z przyszłymi wynikami umożliwi analizę siły oraz kierunku związków w krótkim i średnim okresie¹². Można w ten sposób oszacować, przy użyciu nieparametrycznego testu korelacji rang Spearmana, zdolność do prognozowania przyszłych stóp zwrotu. Dodatkowo przeanalizowano, jaki jest stopień podobieństwa uporządkowań dla wszystkich lat łącznie (czyli przeanalizowano współczynnik korelacji rang Spearmana dla sąsiednich lat w okresie 1998—2007 oraz skrajnych lat tego okresu).

W przypadku zależności między stopami zwrotu a rankingiem według stóp zwrotu sprzed roku, najwięcej istotnych statystycznie powiązań miało miejsce w przypadku funduszy rynku pieniężnego (5) oraz stabilnego wzrostu (4), natomiast najmniej — w odniesieniu do funduszy papierów dłużnych (0).

¹⁰ Badając przewidywalność stóp zwrotu funduszy akcji i hybrydowych funkcjonujących w Polsce w latach 1999—2004 autorka posłużyła się rocznymi, dwu- i trzyletnimi wartościami miar efektywności inwestowania funduszy inwestycyjnych, które korelowano z następującymi po nich wartościami stóp zwrotu w ujęciu rocznym (Gabryelczyk, 2006).

¹¹ Analizując zależność liniową pomiędzy rankingiem według stóp zwrotu a występującym rok, trzy lata, pięć lat później rankingiem według stóp zwrotu nie zastosowano się do sugestii Eltona, Grubera oraz Blake'a, którzy postulowali grupowanie funduszy w portfele decylowe. Przyczyną takiej decyzji była zbyt mała liczba funduszy charakteryzujących się trzyletnią lub pięcioletnią historią (Elton, Gruber, Blake, 1996).

¹² W warunkach polskich pięcioletni okres jest niejednokrotnie traktowany jako długi.

**TABL. 1. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI RANG SPEARMANA — ZALEŻNOŚĆ RANKINGU WEDŁUG ROCZNYCH STÓP ZWROTU
OD IDENTYCZNEGO RANKINGU SPRZED ROKU**

Wyszczególnienie	1999/1998	2000/1999	2001/2000	2002/2001	2003/2002	2004/2003	2005/2004	2006/2005	2007/2006	2007/1998
Fundusze:										
akcyjne	-0,1429	0,7091	-0,1189	-0,3352	0,2412	0,2363	0,4947	-0,3563	0,1067	0,0857
zrównoważone	-0,0857	0,7833	-0,5000	-0,1273	0,2637	0,4549	0,3626	0,4154	0,3890	0,7143
stabilnego wzrostu	-0,5000	-1,0000	0,1190	0,6667	0,6014	0,4341	0,5253	0,2592	0,4918	0,5000
papierów dłużnych	-0,4000	0,6905	0,2352	0,2794	-0,1246	0,1146	0,3983	0,0757	0,1017	-0,4000
rynku pieniężnego	0,5000	0,9000	-0,4857	0,5333	0,3357	0,8142	0,7850	0,6409	0,8871	-0,5000

U w a g a. Pogrubiono wartości istotne statystycznie dla $\alpha = 0,05$.
 Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

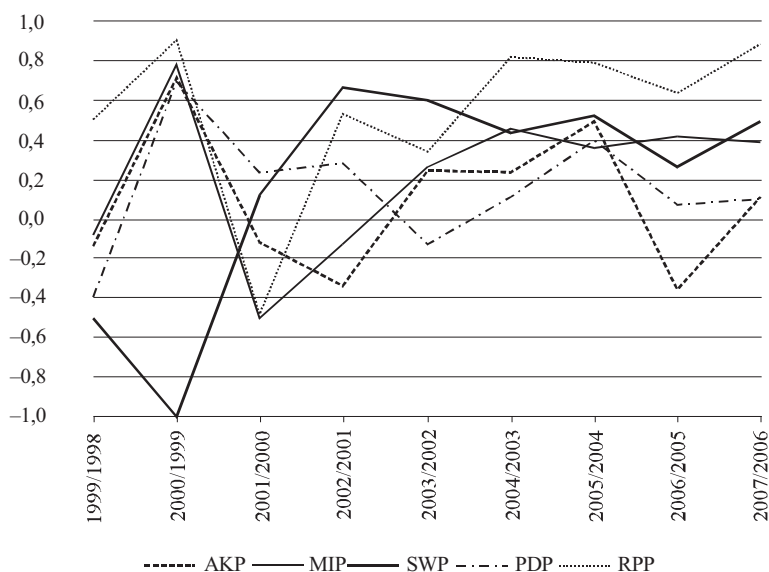
**TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI RANG SPEARMANA — ZALEŻNOŚĆ RANKINGU WEDŁUG ROCZNYCH STÓP ZWROTU
OD IDENTYCZNEGO RANKINGU SPRZED 3 ORAZ 5 LAT**

Wyszczególnienie	2001/1998	2002/1999	2003/2000	2004/2001	2005/2002	2006/2003	2007/2004	2003/1998	2004/1999	2005/2000	2006/2001	2007/2002
Fundusze:												
akcyjne	-0,0857	-0,5636	0,5245	0,5000	0,2500	0,1434	0,1880	-0,2571	-0,0909	0,4406	0,1374	-0,0971
zrównoważone	0,2000	-0,5000	0,0167	-0,0061	-0,1538	0,2967	0,8330	-0,2571	-0,1333	-0,6667	0,1758	0,0330
stabilnego wzrostu	1,0000	-0,5000	0,5476	-0,2167	0,3007	0,4148	-0,0372	1,0000	0,5000	-0,4048	-0,1667	0,2727
papierów dłużnych	0,8000	-0,8810	0,7319	-0,0941	0,2596	0,5144	-0,0361	0,2000	0,2143	-0,3758	-0,0029	-0,2193
rynku pieniężnego	0,5000	-0,8000	-0,2571	-0,1333	0,4685	0,8535	0,4789	-1,0000	0,7000	-0,3143	-0,0500	0,5105

U w a g a. Pogrubiono wartości istotne statystycznie dla $\alpha = 0,05$.
 Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Analizując otrzymane współczynniki korelacji rang Spearmana oraz ich poziomy istotności (tabl. 3 i 4) można zaobserwować zależność stopnia przewidywalności stóp zwrotu od ryzyka funduszu (wyjątek stanowiły fundusze polskich papierów dłużnych, gdzie owa zależność nie występowała). Z analizy wynika bowiem, że wraz ze wzrostem ryzyka funduszu spadała przewidywalność stóp zwrotu. W przypadku funduszy akcyjnych stopy zwrotu w latach 2000 i 2005 mogły być wyjaśniane przez ranking sprzed roku (współczynniki korelacji rang Spearmana były dodatnie i wyniosły odpowiednio 0,7091 i 0,4947). W przypadku funduszy stabilnego wzrostu dochodowość w latach 2002 i 2003 oraz 2005 i 2007 można było tłumaczyć rankingiem sformułowanym rok wcześniej (dodatnie wartości współczynników korelacji Spearmana były równe 0,6667 i 0,6014 oraz 0,5253 i 0,4918). W odniesieniu do podmiotów rynku pieniężnego stopy zwrotu w 2000 r. oraz w latach 2004—2007 mogły być wyjaśniane przez rankingi sprzed roku (0,9000, 0,8142, 0,7850 oraz 0,6409 i 0,8871). Na wykresie przedstawiono zmiany współczynników korelacji rang w poszczególnych latach. Zaobserwowano dużą zmienność współczynników Spearmana, co może wskazywać na niewystarczające zdolności progностyczne zarządzających funduszami inwestycyjnymi w Polsce.

Wykr. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI RANG SPEARMANA FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH W POLSCE W LATACH 1998—2007
(okresy roczne)



Źródło: opracowanie własne.

W analizie dotyczącej współczynników Spearmana dla okresów rocznych można również zaobserwować, że najczęściej istotnych statystycznie powiązań występowało w okresie giełdowej hossy (na 12 występujących powiązań aż 11 miało miejsce podczas hossy). Dodatkowo, rozważając zdolność prognozowania na podstawie rocznych stóp zwrotu można zaobserwować, że wszystkie istotne statystycznie powiązania były dodatnie. Analiza podobieństwa uporządkowań dla wszystkich lat łącznie (1998—2007) wykazała natomiast w 60% powiązania silne, zaś w 40% odpowiednio: słabe — w odniesieniu do funduszy akcyjnych oraz przeciętne — w odniesieniu do funduszy papierów dłużnych. Żadne z tych powiązań nie okazało się istotne statystycznie.

Analiza zależności rankingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed 3 oraz 5 lat wykazała mniej powiązań istotnych statystycznie (odpowiednio 14% oraz 0%). W przypadku rankingu sprzed 3 lat nieznacznie dominowały słabe powiązania dodatnie (63%). Wśród nich tylko 5 okazało się istotnych statystycznie dla $\alpha = 0,05$ (w 2003 r. i 2000 r. dotyczyły one funduszy z grupy PDP, a w 2006 r. i 2003 r. — funduszy RPP oraz PDP, natomiast w 2007 r. i 2004 r. — funduszy RPP i MIP). Między stopami zwrotu a rankingiem według stóp zwrotu sprzed 5 lat nie zaobserwowano żadnej istotnej statystycznie zależności. Zatem można stwierdzić, że rankingi stóp zwrotu były w bardzo małym stopniu wyjaśniane przez rankingi sformułowane 3 i 5 lat wcześniej, co świadczy o ich niewielkiej przydatności. Oznacza to, że historyczne wyniki analizowanych funduszy mierzone stopami zwrotu na podstawie danych 3- i 5-letnich nie miały praktycznie zastosowania do prognozowania przyszłych stóp zwrotu.

W tabl. 3 i 4 przedstawiono wartości krytyczne dla $\alpha = 0,05$ oraz n stopni swobody, jak również poziom istotności obserwowanych zależności. Testując hipotezy o istotności współczynnika korelacji rang Spearmana posłużono się, podobnie jak w przypadku współczynnika Pearsona, statystyką t -Studenta z $n-2$ stopniami swobody w postaci (Luszniewicz, Słaby, 2003):

$$t = \frac{R_{xy}}{S_r} \quad \text{gdzie} \quad \sigma_r \approx S_r = \sqrt{\frac{1 - R_{xy}^2}{n - 2}} \quad (3)$$

gdzie:

t — statystyka t -Studenta przy $n-2$ stopniach swobody,

$\sigma_r \approx S_r$ — średni błąd losowy oceny parametru R_{xy} .

Zamieszczone w tablicach wartości sprawdzianu dla testu istotności informują o prawdopodobieństwie otrzymania obserwowanych współczynników korelacji w przypadku braku liniowej zależności rankingów sporządzonych według stóp zwrotu i późniejszych stóp zwrotu. W przypadku analizowanej zależności ran-

TABL. 3. WYNIKI TESTU ISTOTNOŚCI RANKINGU WEDŁUG STÓP ZWROTU OD IDENTYCZNEGO RANKINGU SPRZED 1 ROKU, WARTOŚCI KRYTYCZNE DLA $\alpha = 0,05$ ORAZ $n-2$ STOPNI SWOBODY

Wyszczególnienie <i>a</i> — wartość sprawdzianu dla testu istotności weryfikacji H_0 <i>b</i> — wartości krytyczne dla $\alpha = 0,05$ <i>c</i> — $n-2$ stopni swobody	1999/1998	2000/1999	2001/2000	2002/2001	2003/2002	2004/2003	2005/2004	2006/2005	2007/2006	2007/1998
Fundusze:										
akcyjne	<i>a</i> -0,2887	2,8444	-0,3786	-1,1799	0,9298	0,9729	2,4153	-1,7053	0,4800	0,4982
<i>b</i>	2,7764	2,306	2,2281	2,201	2,1448	2,1199	2,1009	2,093	2,093	2,7764
<i>c</i>	4	8	10	11	14	16	18	19	19	4
zrównoważone	<i>a</i> -0,1721	3,3341	-1,5275	-0,3629	0,9068	1,7697	1,3480	1,5819	1,4628	2,0412
<i>b</i>	2,7764	2,3646	2,3646	2,306	2,201	2,1788	2,1788	2,1788	2,1788	2,7764
<i>c</i>	4	7	7	8	11	12	12	12	12	4
stabilnego wzrostu	<i>a</i> -0,5774	—	0,2937	2,3664	2,3804	1,5980	2,4692	1,2001	2,5261	0,5774
<i>b</i>	12,7062	12,7062	2,4469	2,3646	2,2281	2,201	2,1199	2,086	2,086	12,7062
<i>c</i>	1	1	6	7	10	11	16	20	20	1
papierów dłużnych	<i>a</i> -0,6172	2,3382	0,8381	1,0888	-0,5176	0,5160	2,0365	0,3639	0,4797	-0,6172
<i>b</i>	4,3027	2,4469	2,1788	2,1448	2,1098	2,086	2,0739	2,0687	2,0687	4,3027
<i>c</i>	2	6	12	14	17	20	22	23	23	2
rynku pieniężnego	<i>a</i> 0,5774	3,5762	-1,1113	1,6681	1,1268	5,6104	5,3754	3,8259	8,5936	-0,5774
<i>b</i>	12,7062	3,1824	2,7764	2,3646	2,2281	2,1199	2,1009	2,0796	2,0796	12,7062
<i>c</i>	1	3	4	7	10	16	18	21	21	1

Źródło: opracowanie własne.

kingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed roku, zaledwie 26,7% korelacji zostało uznanych za statystycznie istotne (dla $\alpha = 0,05$). W większości przypadków (w 71%) miały miejsce słabe powiązania dodatnie. Jedynie w 1999 r. i 1998 r. zależności pomiędzy stopami zwrotu w przypadku wszystkich grup analizowanych funduszy (z wyjątkiem podmiotów z grupy RPP) były negatywne (i słabe). Najsilniejsze powiązania miały miejsce w przypadku funduszy rynku pieniężnego (szczególnie w okresach giełdowej hossy).

Rozważania dotyczące skuteczności progностycznej (rozumianej jako zależność rankingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed roku) wykazały, że zdolności progностyczne zarządzających funduszami były niewielkie. Co więcej, analiza skuteczności progностycznej według rankingów sprzed 3 i 5 lat wykazała, że historyczne wyniki analizowanych funduszy mierzone stopami zwrotu na podstawie danych 3- i 5-letnich nie miały w latach 1998—2007 praktycznie zastosowania do prognozowania przyszłych stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych. W większości przypadków korelacje można było uznać za nieistotne statystycznie. Oznacza to, że rankingi stóp zwrotu były w bardzo małym stopniu wyjaśniane przez rankingi sformułowane 3 i 5 lat wcześniej. Zatem osiągnięcie ponadprzeciętnych wyników w przyszłości, na podstawie danych historycznych, jest mało prawdopodobne.

Analiza własności progностycznych stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych — przeprowadzona na podstawie testu nieparametrycznego korelacji rang Spearmana — wykazała, że historyczne wyniki analizowanych funduszy nie miały praktycznie zastosowania do prognozowania stóp zwrotu oraz efektywności. Dla zbadania, czy kolejność funduszy w rankingach rocznych pozostawała stabilna, przeanalizowano stopień zgodności uporządkowań, a w celu sprawdzenia, czy kolejność funduszy w rankingach rocznych pozostawała stabilna, oszacowano 10-, 8-, 6- i 4-letnie współczynniki Kendalla i Babingtona-Smitha, jak również roczne wartości tych wskaźników (tabl. 5).

Taki wybór uwzględnionych w badaniu okresów analizy został podyktowany faktem, że liczba funduszy inwestycyjnych spełniających przyjęte założenia była w latach 1998—2000 bardzo mała (szczególnie dotyczyło to funduszy bezpiecznych oraz stabilnego wzrostu, których ilość zaczęła się zwiększać dopiero od 2000 r.). Ponadto w celu przeanalizowania kształtowania się stabilności w sąsiednich latach oszacowano także roczne wartości wskaźników r_w .

Porównanie otrzymanych wartości współczynników Kendalla i Babingtona-Smitha, których zadaniem jest ocena stopnia podobieństwa wszystkich 9 par uporządkowań dla każdej z grup funduszy, pozwala stwierdzić, że w latach 1998—2007 generalnie brak było podobieństwa zajmowanych przez fundusze miejsc w rankingach stóp zwrotu. Okazało się, że 2 powiązania były istotne statystycznie i dotyczyły funduszy akcyjnych oraz zrównoważonych (współczynniki Kendalla i Babingtona-Smitha oszacowane na podstawie stóp zwrotu były równe odpowiednio 0,2229 oraz 0,2594, co zgodnie ze skalą zaproponowaną przez A. Góralskiego oznacza zaledwie słabą zgodność uporządkowań).

TABL. 4. WYNIKI TESTU ISTOTNOŚCI RANKINGU WEDŁUG STÓP ZWROTU OD IDENTYCZNEGO RANKINGU SPRZED 3 I 5 LAT,
WARTOŚCI KRYTYCZNE DLA $\alpha = 0,05$ ORAZ $n - 2$ STOPNI SWOBODY

Wyszczególnienie a — wartość spraw- dzianu dla testu istotności wery- fikacji H_0 b — wartości kry- tyczne dla $\alpha = 0,05$ c — $n - 2$ stopni swo- body	2001/1998	2002/1999	2003/2000	2004/2001	2005/2002	2006/2003	2007/2004	2003/1998	2004/1999	2005/2000	2006/2001	2007/2002
Fundusze:												
akcyjne a	-0,1721	-1,9300	1,9480	1,9149	0,9661	0,5798	0,8120	-0,5322	-0,2582	1,5519	0,4599	0,4599
b	2,7764	2,306	2,2281	2,201	2,1448	2,1199	2,1199	2,7764	2,306	2,2281	2,201	2,201
c	4	8	10	11	14	16	16	4	8	10	11	11
zrównoważone a	0,4082	-1,5275	0,0441	-0,0171	-0,5164	1,0763	5,2148	-0,5322	-0,3559	-2,3664	0,5050	0,5050
b	2,7764	2,3646	2,3646	2,306	2,201	2,1788	2,1788	2,7764	2,3646	2,3646	2,306	2,306
c	4	7	7	8	11	12	12	4	7	7	8	8
stabilnego wzro- stu a	—	-0,5774	1,6031	-0,5872	0,9970	1,5121	-0,1487	—	0,5774	-1,0842	-0,4472	-0,4472
b	12,7062	12,7062	2,4469	2,3646	2,2281	2,201	2,201	12,7062	12,7062	2,4469	2,3646	2,3646
c	1	1	6	7	10	11	11	1	1	6	7	7
papierów dłuż- nych a	1,8856	-4,5601	3,7204	-0,3537	1,1086	2,6826	-0,1693	0,2887	0,5374	-1,4049	-0,0110	-0,0110
b	4,3027	2,4469	2,1788	2,1448	2,1098	2,086	2,086	4,3027	2,4469	2,1788	2,1448	2,1448
c	2	6	12	14	17	20	20	2	6	12	14	14
rynku pienięż- nego a	0,5774	-2,3094	-0,5322	-0,3559	1,6771	6,5504	2,3148	—	1,6977	-0,6621	-0,1325	-0,1325
b	12,7062	3,1824	2,7764	2,3646	2,2281	2,1199	2,1199	12,7062	3,1824	2,7764	2,3646	2,3646
c	1	3	4	7	10	16	16	1	3	4	7	7

Źródło: opracowanie własne.

O tym, czy stwierdzoną współzależność cech można uznać za istotną, decyduje wynik zastosowania właściwych testów niezależności. W celu zweryfikowania hipotezy H_0 głoszącej, że $r_w = 1/m$, posłużono się w opracowaniu statystyką zaczerpniętą z publikacji J. Steczkowskiego i A. Zeliasia:

$$\chi^2 = \frac{S}{\frac{1}{12} mn(n+1)} = m(n-1)r_w \quad (4)$$

która, przy założeniu prawdziwości hipotezy H_0 , ma asymptotyczny rozkład χ^2 (chi-kwadrat) z $n-1$ stopniami swobody.

W latach 1998—2007 aż 60% wartości współczynników uporządkowań wielokrotnych okazało się nieistotnych statystycznie na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ (wyniki testów niezależności χ^2 oraz wartości krytyczne dla zmiennej χ^2 zamieszczono w tabl. 6). Wyniki te świadczą o braku podobieństwa miejsc zajmowanych w rankingach stóp zwrotu przez fundusze inwestycyjne należące do różnych grup ryzyka. Przyczyną takiego stanu mógł być zarówno brak odpowiednich umiejętności zarządzających funduszami, niekorzystna koniunktura w poszczególnych segmentach rynku finansowego, jak i zbyt wysokie koszty i opłaty funduszy inwestycyjnych.

Badając stopień zgodności uporządkowań funduszy inwestycyjnych przeanalizowano także wartości współczynników uporządkowań wielokrotnych dla okresów 10-, 8-, 6- i 4-letnich dla wszystkich grup funduszy. W przypadku okresów 10-letnich najwyższą wartość współczynników Kendalla i Babingtona-Smitha zaobserwowano dla funduszy stabilnego wzrostu, jednak nawet ten wynik okazał się nieistotny statystycznie. Natomiast w przypadku funduszy z grup AKP i MIP, gdzie wystąpiły istotne statystycznie wyniki, zaobserwowane zależności były słabe. Wynika stąd, że także analiza zgodności uporządkowań 10-letnich wykazała generalny brak podobieństw miejsc zajmowanych w rankingach stóp zwrotu. Podobne wnioski płyną z analizy funduszy w okresach 8-letnich, gdzie 80% zależności było słabych, a tylko jedna przeciętna (w przypadku funduszy z grup AKP, MIP i SWP zależności te były statystycznie istotne).

W przypadku analizy okresów 6- i 4-letnich podobieństwo uporządkowań było znacznie wyższe niż dla okresu 10- i 8-letniego. Jednocześnie 80% zależności było istotnych statystycznie. Dla 6-letniego okresu analizy (między 2007 r. i 2002 r.) dominowały zależności przeciętne (60%), zaś dla okresu 4-letniego (2007 r. i 2004 r.) — silne. W przypadku analizy sporządzonej dla okresu 4-letniego zaobserwowano również jedną bardzo silną zależność odnoszącą się do funduszy rynku pieniężnego, która była istotna statystycznie¹³. Zatem

¹³ Na podstawie badań przeprowadzonych dla wszystkich analizowanych okresów można zauważyć większą zgodność uporządkowań w przypadku analizy przeprowadzonej na bazie stóp zwrotu niż na średnich wartościach rang dla wszystkich zmiennych (czego nie opisano w artykule). Uwzględnienie w szacunkach ryzyka w przypadku funduszy zaliczanych do bezpiecznych (oraz stabilnego wzrostu) powoduje spadek zgodności uporządkowań. Oznacza to, że niektóre podmioty osiągają skrajne rangi w rankingach analizowanych zmiennych. Zatem w przypadku funduszy z grup PDP, RPP i SWP nie ma takiej jednoznaczności, jak w odniesieniu do podmiotów bardziej agresywnych, gdzie podmioty uzyskują dość wyrównane pozycje w rankingach odpowiednich zmiennych (Majewska, 2008).

TABL. 5. WSPÓŁCZYNNIKI UPORZĄDKOWAŃ WIELOKROTNYCH KENDALLA I BABINGTONA-SMITHA

Wyszczególnienie	1999/1998	2000/1999	2001/2000	2002/2001	2003/2002	2004/2003	2005/2004	2006/2005	2007/2006	2007/1998	2007/2000	2007/2002	2007/2004
Fundusze:													
akcyjne	0,4286	0,8545	0,4406	0,3324	0,6206	0,6182	0,7474	0,3219	0,5534	0,2229	0,2893	0,3147	0,3577
zrównoważone	0,4571	0,8917	0,2500	0,4364	0,6319	0,7275	0,6813	0,7077	0,6945	0,2594	0,3320	0,3987	0,6142
stabilnego wzrostu	0,2500	—	0,5595	0,8333	0,8007	0,7170	0,7626	0,7109	0,9853	0,2700	0,2857	0,4386	0,6844
papierów dłużnych	0,3000	0,8452	0,6176	0,6397	0,4377	0,5573	0,6991	0,5378	0,5509	0,1400	0,2149	0,2544	0,5244
rynku pieniężnego	0,7500	0,9500	0,2571	0,7667	0,6678	0,9071	0,9218	0,8204	0,9684	0,0700	0,1020	0,5567	0,8788

U w a g a. Pogrubiono wartości istotne statystycznie dla $\alpha = 0,05$; kursywą zaznaczono wartości, które nie spełniały założeń przynależności do przedziału $(1/m, 1)$.

Ź r ó ł o: opracowanie własne.

TABL. 6. WYNIKI TESTU WSPÓŁZALEŻNOŚCI CECZ, WARTOŚCI KRYTYCZNE DLA $\alpha = 0,05$

Wyszczególnienie	1999/1998	2000/1999	2001/2000	2002/2001	2003/2002	2004/2003	2005/2004	2006/2005	2007/2006	2007/1998	2007/2000	2007/2002	2007/2004
Fundusze:													
akcyjne	4,2857	15,3818	9,6923	7,9780	18,6176	21,0175	28,4000	13,5178	23,2411	11,1429	25,4568	28,3235	24,3255
.....	b	11,070	16,919	21,026	24,996	27,587	30,144	31,410	31,410	11,070	19,675	24,996	30,144
zrównoważone	a	4,5714	14,2667	4,0000	7,8545	15,1648	17,7143	18,4000	18,571	12,9714	21,2463	28,7033	31,9365
.....	b	11,070	15,507	16,919	21,026	22,362	22,362	22,362	22,362	11,070	15,507	21,026	22,362
stabilnego wzrostu	a	1,0000	—	7,8333	13,3333	17,6154	25,9298	29,8577	41,3834	5,4000	16,0000	28,9487	32,8531
.....	b	5,991	5,991	14,067	15,507	19,675	27,587	32,671	32,671	5,991	14,067	19,675	27,587
papierów dłużnych	a	1,8000	11,8333	16,0571	19,1912	15,7579	32,1600	25,8157	25,3400	4,2000	22,3487	27,4737	44,0474
.....	b	7,815	14,067	22,362	24,996	28,869	35,172	36,415	35,172	7,815	22,362	28,869	35,172
rynku pieniężnego	a	3,0000	7,6000	2,5714	12,2667	14,6923	35,0286	36,0994	40,6719	1,4000	4,0816	36,7436	59,7552
.....	b	5,991	9,488	11,070	15,507	19,675	30,144	33,924	31,410	5,991	11,070	19,675	30,144

U w a g a. a — wartość sprawdzianu dla testu zgodności χ^2 (sprawdzian o asymptotycznym rozkładzie χ^2 z $n-1$ stopniami swobody), b — wartości krytyczne dla $\alpha = 0,05$.

Ź r ó ł o: opracowanie własne.

przeprowadzona analiza potwierdziła oczekiwaną intuicyjnie zależność, że im krótszy był okres analizy, tym większa była zgodność uporządkowań. Warto tutaj zaznaczyć, że nawet roczne wartości współczynników konkordacji okazały się zmienne w poszczególnych latach, co potwierdza brak stabilności wyników osiągniętych przez fundusze inwestycyjne.

Wnioski

Opisane w badaniu procedury umożliwiły ocenę stopnia podobieństwa uporządkowań funduszy w sąsiednich latach. Obliczone współczynniki korelacji rang dla par uporządkowań (łącznie 110 współczynników), jak również współczynniki uporządkowań wielokrotnych (łącznie 65 współczynników) pozwoliły na sformułowanie wniosków:

1. Współczynniki korelacji Spearmana, mierzące poziom zgodności uporządkowania funduszy w dwóch sąsiadujących ze sobą okresach, były w większości niskie i dodatnie, co jest oznaką małego podobieństwa miejsc zajmowanych przez każdy z badanych funduszy w kolejnych rankingach;
2. Najniższy poziom przyjął współczynnik korelacji rang Spearmana dla funduszy z grupy zrównoważonych dla lat 1999 i 1998. Generalnie, niskie (słabe) wartości współczynnika Spearmana najczęściej szły w parze ze zmianą trendu rynkowego. Przykładowo, w przypadku pary lat 1998 i 1999 dla funduszy akcyjnych i zrównoważonych (od października 1998 r. rozpoczęła się hossa) lub dla 2002 r. i 2003 r. zarówno dla funduszy bezpiecznych, jak i agresywnych (początek hossy od sierpnia 2002 r.) — zmiana trendu rynkowego w obu przypadkach przyniosła w efekcie niskie uporządkowanie par poszczególnych zmiennych, spowodowane zmianami w „porządku rankingowym”. Jako potwierdzenie owej zależności mogą służyć wartości współczynników Spearmana w czasie kontynuacji trendu wzrostowego, bowiem były one wyższe i utrzymywały się na bardziej stabilnym poziomie. Niskie wartości współczynnika Spearmana dla poszczególnych par lat można także tłumaczyć wydarzeniami, które miały miejsce na rynku funduszy inwestycyjnych w poszczególnych okresach. Przykładowo, dwie oferty antypodatkowe (w 2002 r. oraz 2003 r.), dotyczące głównie funduszy bezpiecznych, jak również spadające stopy procentowe przyniosły w konsekwencji dużo niższe wyniki inwestycyjne, niż oczekiwali tego inwestorzy. W konsekwencji został zaburzony porządek rankingowy ukształtowany w poprzednich latach, co w rezultacie przyniosło niższe wartości współczynnika korelacji rang Spearmana w latach 2002 i 2003 oraz 2003 i 2004;
3. Zaledwie 12 współczynników (26,7%) dla sąsiednich lat na poziomie $\alpha = 0,05$ było istotnych statystycznie, co potwierdza małe podobieństwo miejsc zajmowanych przez każdy z badanych funduszy w kolejnych rankingach;

4. Analiza współczynników korelacji rang Spearmana sporządzona dla rocznych par uporządkowań na bazie stóp zwrotu wykazała pewną zależność stopnia przewidywalności stóp zwrotu od ryzykowności funduszu — wraz ze wzrostem ryzykowności funduszu spadała przewidywalność stóp zwrotu (zależność taka nie miała miejsca w przypadku funduszy papierów dłużnych, jak również w odniesieniu do analizy rankingów sprzed 3 i 5 lat);
5. Analiza podobieństwa uporządkowań dla skrajnych lat badanego okresu 1998—2007 wykazała w 80% średnią, a w 20% silną siłę powiązań (choć wszystkie te powiązania okazały się statystycznie nieistotne);
6. Historyczne wyniki analizowanych funduszy na podstawie danych 3- i 5-letnich nie miały praktycznie zastosowania do prognozowania przyszłych stóp zwrotu. Nieznacznie bowiem dominowały wśród nich słabe powiązania nieistotne statystycznie dla $\alpha = 0,05$;
7. Porównanie otrzymanych współczynników Kendalla i Babingtona-Smitha upoważnia do stwierdzenia, że w przypadku badania zgodności dla sąsiednich lat — 11% oraz dla zależności wieloletnich odpowiednio: 40%, 60% i 80% okazało się istotnych statystycznie na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Jednakże większość tych zależności była słaba. Takie wyniki świadczą o małym stopniu podobieństwa miejsc zajmowanych przez fundusze inwestycyjne w rankingach dla większości z 65 oszacowanych wskaźników;
8. Najwyższą zgodność odnotowano w przypadku sąsiednich lat dla funduszy rynku pieniężnego (średnia roczna wartość dla funduszy RPP została oszacowana na poziomie 0,7788). Jednocześnie największe wahania stóp zwrotu miały miejsce w przypadku funduszy akcyjnych (0,5464). Takie spostrzeżenia potwierdzają powszechnie znaną zasadę, że im większa ma być stopa zwrotu z inwestycji, tym większe jest ryzyko, które musi ponieść inwestor (Tarczyński, 1997).

Jednak najważniejszym wnioskiem płynącym z przeprowadzonej analizy jest to, że nawet najlepsi inwestorzy profesjonalni nie byli w stanie osiągać stabilnych ponadprzeciętnych wyników inwestycyjnych w dłuższym okresie. Wnikliwa analiza rankingów nie pozwoliła także na wyselekcjonowanie pewnej podgrupy wśród polskich funduszy inwestycyjnych, która w systematyczny sposób uzyskiwałaby lepsze wyniki inwestycyjne od innych inwestorów profesjonalnych i od odpowiedniej stopy odniesienia. Zamiast stabilnych i systematycznie uzyskiwanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu, w poszczególnych podokresach miała miejsce duża zmienność tych stóp oraz rankingów wszystkich analizowanych zmiennych.

Otrzymane rezultaty badań wskazują, że teza dotycząca braku długotrwałej stabilności wyników funduszy inwestycyjnych okazała się prawdziwa. Jeśli którykolwiek z podmiotów zdołał osiągnąć ponadprzeciętne wyniki inwestycyjne, nie zostały one zwykle utrzymane na tym poziomie w okresie wieloletnim.

Na zakończenie można stwierdzić, że wydarzenia ostatnich miesięcy zachodzące na rynku prawdopodobnie jeszcze silniej udokumentują tezę o braku stabilności wyników inwestycyjnych funduszy inwestycyjnych w Polsce.

dr Jan Czempas, dr Zofia Majewska — *Akademia Ekonomiczna w Katowicach*

LITERATURA

- Błaczkowska A., Grześkowiak A. (2006), *Ocena wiedzy i umiejętności absolwentów gimnazjów szkół publicznych w wybranych gminach dolnośląskich*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 1100, „Ekonometria”, nr 16, Wrocław
- Czempas J. (1991), *Zastosowanie statystycznej analizy rang do badania przestrzennego zróżnicowania wyposażenia w dobra trwałego użytku*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4
- Czempas J. (2006), *Zróżnicowanie pozycji rankingowej gmin ze względu na ich sytuację finansową*, w: L. Patrzalek (red.), *Podsektor samorządowy w sektorze finansów publicznych w warunkach akcesji Polski do Unii Europejskiej*, Prace Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu, Poznań-Wrocław
- Czempas J., Palica Z. (2007), *Koncentracja aktywów netto otwartych funduszy inwestycyjnych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5
- Elton E. J., Gruber M. J., Blake Ch. T. (1996), *The persistence of risk-adjusted mutual fund performance*, „Journal of Business”, nr 2
- Gabryelczyk K. (2005), *Performance of Polish mutual funds and its predictability: an empirical analysis*, w: D. Zarzecki (red.), *Money talks. Business, Banking and Finance in Emerging Markets*, Szczecin
- Gabryelczyk K. (2006), *Fundusze inwestycyjne — rodzaje, zasady funkcjonowania, efektywność*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków
- Góralski A. (1976), *Metody opisu i wnioskowania statystycznego w psychologii*, PWN, Warszawa
- Hetmańska S. (2005), *Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego regionu śląskiego na tle województw Polski — analiza statystyczna*, w: „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 1096, „Ekonometria”, nr 15, Wrocław
- Kendall M. G. (1970), *Rank correlation methods*, Londyn
- Kukuła K. (2003), *Elementy statystyki w zadaniach*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Luszniewicz A., Słaby T. (2003), *Statystyka. Teoria i zastosowanie*, Wydawnictwo C. H. Beck, Gdynia
- Majewska Z. (2008), *Stabilność wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce*, praca doktorska pod kierunkiem prof. Krzysztofa Marcinka, Katowice
- Sobczyk M. (1999), *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Steczowski J., Zeliaś A. (1997), *Metody statystyczne analizy cech jakościowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków
- Steczowski J., Zeliaś A. (1981), *Statystyczne metody w badaniach zjawisk jakościowych*, PWE, Warszawa
- Tarczyński W. (1997), *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, tom I i II, Agencja Wydawnicza „Placet”, Warszawa
- Woś M. (2002), *Prognozowanie stop zwrotu funduszy inwestycyjnych*, „Nasz Rynek Kapitałowy”, nr 5

SUMMARY

The aim of this paper is the analysis of the degree of stability of mutual funds performance (diversification between the funds' positions in various rankings in terms of the return rates achieved in the years 1998—2007). The attempt of evaluating the changes that have taken place in the analyzed period of time was also made. The authors used the Kendall's and Babington-Smith's ratio and Spearman's rank correlation ratio for this purpose. The survey took up 101 open investment funds and specialized open funds functioning on the Polish capital market in the years 1998—2007.

The evaluation indicated that even the most successful funds managers were not able to achieve stable above-average performance and maintain it for a long time. The rankings analysis revealed that none of the Polish investment funds systematically generated results better than those achieved by other professional investors or relevant benchmarks. A significant variability of the return rates was observed in the different periods, instead of constant, systematically generated, above-average rates of return.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является попытка проведения анализа степени стабильности результатов достигаемых фондами (дифференциация позиции ранкинга в 1998—2007 гг.) с учетом получаемых коэффициентов возврата. Была проведена попытка оценки изменений, какие произошли в анализируемый период. Для этой цели использовались коэффициенты корреляции рангов Спирмана и конкордации Кэндалла и Бабингтона-Смита. Обследованием были охвачены 101 открытые и специализированные открытые капиталовложительные фонды действующие на польском рынке капитала в 1998—2007 гг.

Анализ показал, что даже наилучшие профессиональные инвесторы не были в состоянии достигнуть стабильных выше среднего уровня инвестиционных результатов в более длительный период. Анализ ранкингов не позволил также выделить среди польских инвестиционных фондов такой подгруппы, которая систематически достигала бы лучших инвестиционных результатов по сравнению с другими профессиональными инвесторами и соответствующими коэффициентами сравнения. Вместо стабильных и систематически получаемых выше среднего уровня коэффициентов возврата, в отдельных субпериодах замечалась большая изменчивость этих коэффициентов.

Marcin SALAMAGA

Analiza zróżnicowania struktury wydatków gospodarstw domowych

Analizą struktury konsumpcji w ujęciu podmiotowym zajmowano się od dawna i można znaleźć liczne opracowania na ten temat (Podolec, 2000). Problematyka ta wydaje się ciągle aktualna choćby z uwagi na dynamiczne procesy przeobrażeń społecznych, gospodarczych i kulturowych, które permanentnie oddziałują na strukturę konsumpcji gospodarstw domowych.

Celem artykułu jest wielowymiarowa analiza zróżnicowania struktury wydatków gospodarstw domowych. W obliczeniach skorzystano z wyników badań budżetów gospodarstw domowych przeprowadzonych przez GUS w roku 2006 na losowej próbie 37508 gospodarstw domowych. Struktura wydatków gospodarstw domowych została poddana analizie przy pomocy mierników podobieństwa struktur, niektórych metod skupień oraz algorytmu eliminacji wektorów (Chomątowski, Sokołowski, 1978). Umożliwiło to m.in. wyodrębnienie jednorodnych grup gospodarstw domowych pod względem wysokości wydatków i struktury wydatków. Dodatkowo zastosowanie jednoczynnikowej analizy wariancji ANOVA pozwoliło wskazać te rodzaje wydatków, które istotnie różniły utworzone grupy gospodarstw domowych.

W badaniach pominięto gospodarstwa domowe, które wykazywały ujemne dochody, ponieważ ich uwzględnienie mogło doprowadzić do zniekształcenia informacji o rzeczywistym poziomie przeciętnych dochodów (a w konsekwencji także oszczędności) w niektórych grupach gospodarstw domowych (pominięto ok. 1,7% gospodarstw domowych). Taki zabieg wydaje się być usprawiedliwiony ze względu na charakter danych uzyskiwanych do badań budżetów gospodarstw domowych przez GUS. Dane te są mianowicie zbierane metodą rotacji miesięcznej, co oznacza, że różne gospodarstwa są losowane do próby w różnych miesiącach roku. W efekcie informacje o wysokości dochodów i wydatków gospodarstw domowych należy odnosić do skali miesięcznej. Równocześnie zebrane dane mogą być nieporównywalne z uwagi na to, że nie są one zbierane jednocześnie.

W konsekwencji, wylosowane gospodarstwo domowe, które w konkretnym miesiącu wykazywało ujemny dochód, w skali całego roku mogło mieć dochód dodatni. Problem ten dotyczył m.in. części gospodarstw domowych utrzymujących się z rolnictwa.

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

W tabl. 1 przedstawiono strukturę wydatków poszczególnych typów biologicznych gospodarstw domowych w przekroju trzynastu rodzajów wydatków.

**TABL. 1. STRUKTURA WYDATKÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH
WEDŁUG 13 GRUP WYDATKÓW**

Typy biologiczne gospodarstw domowych	Grupy wydatków ^a w %												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
O g ó l e m	32,1	2,9	5,6	18,7	4,1	3,7	7,4	5,6	6,9	1,5	2,3	6,3	2,9
Małżeństwo bez dzieci	28,6	3,1	4,3	19,7	4,2	7,0	7,1	5,4	6,4	0,3	1,6	5,4	6,9
Małżeństwo mające na utrzymaniu:													
1 dziecko	26,6	2,8	6,9	17,2	4,9	3,8	8,8	6,0	8,4	2,1	2,4	6,7	3,4
2	28,3	2,5	6,8	17,1	4,5	3,4	8,9	6,0	9,0	2,4	2,4	6,0	2,7
3	32,7	2,4	6,4	17,5	4,5	3,1	8,2	5,7	7,8	1,8	2,0	6,2	1,7
4 i więcej dzieci	37,3	2,2	5,8	17,4	3,9	2,0	8,1	5,0	6,5	1,6	3,4	5,1	1,7
Matka z dziećmi na utrzymaniu	30,8	2,2	6,8	20,7	3,7	3,0	4,5	6,0	8,4	2,3	4,3	5,4	1,9
Ojciec z dziećmi na utrzymaniu	33,1	4,9	4,7	20,6	3,2	1,2	6,2	5,1	7,7	1,0	4,6	4,1	3,6
Małżeństwo z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami	33,9	2,8	5,7	17,2	4,3	3,9	8,3	5,6	5,9	1,5	1,3	7,1	2,5
Matka z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami	35,3	2,7	5,8	19,9	3,7	4,0	5,1	5,7	5,7	1,4	1,7	6,9	2,1
Ojciec z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami	32,8	3,5	4,3	19,1	3,6	2,5	8,4	5,7	7,3	1,6	2,5	6,7	2,0
Inne osoby z dziećmi na utrzymaniu	36,8	3,4	5,3	18,4	3,7	3,6	6,8	5,7	4,9	0,9	1,2	7,7	1,6
Gospodarstwa jednoosobowe	26,9	2,9	3,7	24,0	3,7	7,3	4,4	5,8	6,8	0,3	3,1	5,0	6,1
Pozostałe	30,4	3,1	4,5	19,5	4,3	5,0	7,5	5,6	5,4	1,3	1,3	8,4	3,7

^a 1 — żywność i napoje bezalkoholowe; 2 — napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki; 3 — odzież i obuwie; 4 — użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii; 5 — wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego; 6 — zdrowie; 7 — transport; 8 — łączność; 9 — rekreacja i kultura; 10 — edukacja; 11 — restauracje i hotele; 12 — pozostałe wydatki na towary i usługi; 13 — pozostałe wydatki.

Źródło: obliczenia własne na podstawie publikacji: *Budżety gospodarstw domowych w 2006 r.* (2007), GUS.

Największym obciążeniem dla budżetów wszystkich typów gospodarstw domowych są wydatki na żywność i napoje bezalkoholowe, które stanowią przeciętnie ok. 31% wszystkich wydatków. Relatywnie najwięcej na żywność i napoje bezalkoholowe wydają małżeństwa mające na utrzymaniu czworo i więcej dzieci (37,3% całkowitych wydatków, czyli średnio ok. 851 zł miesięcznie), a relatywnie najmniej na ten cel wydają małżeństwa z jednym dzieckiem (26,6% całkowitych wydatków, czyli średnio ok. 597 zł). Zestawienie pozostałych maksymalnych i minimalnych udziałów wydatków według typów biologicznych gospodarstw domowych przedstawiono w tabl. 2.

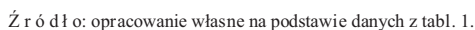
**TABL. 2. MAKSYMALNE RÓŻNICE W UDZIALE WYDATKÓW
WEDŁUG TYPÓW BIOLOGICZNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH**

Grupy wydatków	Najwyższy udział wydatków			Najniższy udział wydatków		
	według typów gospodarstw	w %	w zł	według typów gospodarstw	w %	w zł
Żywność i napoje bezalkoholowe	małżeństwo z 4 (i więcej) dziećmi na utrzymaniu	37,3	851,1	małżeństwo z 1 dzieckiem na utrzymaniu	26,6	596,7
Napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki	ojciec z dziećmi na utrzymaniu	5,0	70,8	matka z dziećmi na utrzymaniu	2,2	31,4
Odzież i obuwie	małżeństwo z 1 dzieckiem na utrzymaniu	6,9	154,4	gospodarstwa jednoosobowe	3,7	38,8
Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii	gospodarstwa jednoosobowe	24,0	250,6	małżeństwo z 2 dziećmi na utrzymaniu	17,1	398,4
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	małżeństwo z 1 dzieckiem na utrzymaniu	4,9	109,2	ojciec z dziećmi na utrzymaniu	3,1	44,9
Zdrowie	gospodarstwa jednoosobowe	7,3	76,1	ojciec z dziećmi na utrzymaniu	1,2	17,8
Transport	małżeństwo z 2 dziećmi na utrzymaniu	8,9	207	gospodarstwa jednoosobowe	4,4	46,1
Łączność	małżeństwo z 1 dzieckiem na utrzymaniu	6,0	135,7	małżeństwo z 4 (i więcej) dziećmi na utrzymaniu	5,0	113,2
Rekreacja i kultura	małżeństwo z 2 dziećmi na utrzymaniu	9,0	209,2	inne osoby z dziećmi na utrzymaniu	4,9	115,3
Edukacja	małżeństwo z 2 dziećmi na utrzymaniu	2,4	56,6	gospodarstwa jednoosobowe	0,3	3,6
Restauracje i hotele	ojciec z dziećmi na utrzymaniu	4,6	65,4	inne osoby z dziećmi na utrzymaniu	1,3	29,2
Pozostałe wydatki na towary i usługi	pozostałe	8,4	177,8	ojciec z dziećmi na utrzymaniu	4,1	58,1
Pozostałe wydatki	małżeństwo bez dzieci	6,9	126,6	inne osoby z dziećmi na utrzymaniu	1,6	38,5

Źródło: jak przy tabl. 1.

Aby sprawdzić, które typy gospodarstw domowych były najbardziej podobne pod względem wysokości wydatków w poszczególnych grupach wydatków,

**Wykr. DENDROGRAM GRUPOWANIA TYPÓW BIOLOGICZNYCH GOSPODARSTW
DOMOWYCH METODĄ WARDA WEDŁUG PRZECIĘTNYCH WYDATKÓW
GOSPODARSTW DOMOWYCH W 13 GRUPACH WYDATKÓW**



- **grupa pierwsza:** małżeństwo bez dzieci, małżeństwo z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami, inne osoby z dziećmi na utrzymaniu, pozostałe gospo-

- darstwa domowe, matka z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami, ojciec z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami,
- **grupa druga:** małżeństwo z jednym dzieckiem na utrzymaniu, małżeństwo z dwójką dzieci na utrzymaniu, małżeństwo z trojgiem dzieci na utrzymaniu, małżeństwo z czworgiem (i więcej) dzieci na utrzymaniu,
 - **grupa trzecia:** matka z dziećmi na utrzymaniu, ojciec z dziećmi na utrzymaniu, gospodarstwo jednoosobowe.

Analizując skład wyróżnionych grup pod względem możliwej liczby osób w gospodarstwach domowych można zauważyć, że nie jest ona dobrą wytyczną podobieństwa wysokości wydatków gospodarstw domowych w poszczególnych grupach wydatków. Konkluzja ta bierze się stąd, że praktycznie w każdej z trzech wyróżnionych grup typów gospodarstw domowych znajdują się gospodarstwa domowe zarówno z małą, jak i z dużą liczbą osób. Na przykład pierwsza grupa obok małżeństw bez dzieci zawiera również małżeństwa z dziećmi i innymi osobami na utrzymaniu. W grupie trzeciej obok gospodarstw jednoosobowych można wskazać np. matki z dziećmi na utrzymaniu. Aby ocenić cechy wykorzystane w grupowaniu pod względem ich „zdolności” do grupowania typów biologicznych gospodarstw domowych wykorzystano jednoczynnikową analizę wariancji ANOVA. Wyniki tej analizy zilustrowano w tabl. 3.

TABL. 3. WYNIKI ANALIZY WARIANCJI 13 GRUP WYDATKÓW WYKORZYSTANYCH DO GRUPOWANIA TYPÓW BIOLOGICZNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH METODĄ WARDA

Grupy wydatków	Średnie wydatki w grupach w zł			Wartość <i>p</i>
	1	2	3	
Żywność i napoje bezalkoholowe	692,08	709,31	400,49	0,0125
Napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki	64,76	56,27	44,08	0,1168
Odzież i obuwie	104,90	146,24	68,72	0,0048
Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii	394,60	393,55	281,94	0,0003
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	83,19	101,03	45,67	0,0004
Zdrowie	89,88	69,59	45,91	0,0950
Transport	151,13	193,31	67,12	0,0005
Łączność	117,62	129,28	73,27	0,0011
Rekreacja i kultura	122,81	180,44	100,66	0,0014
Edukacja	24,84	44,59	17,16	0,0204
Restauracje i hotele	32,61	57,84	53,50	0,0183
Pozostałe wydatki na towary i usługi	147,94	136,10	62,79	0,0033
Pozostałe wydatki	63,68	53,89	47,55	0,7004

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wyniki analizy wariancji skłaniają do wniosku, że z trzynastu rodzajów wydatków gospodarstw domowych na poziomie istotności 0,05 znaczna ich więk-

szość istotnie różnicuje powstałe grupy typów biologicznych gospodarstw domowych, z wyjątkiem: wydatków na napoje alkoholowe, wyrobów tytoniowych i narkotyków, wydatków na zdrowie oraz pozostałych wydatków.

W kolejnym kroku przeprowadzono analizę podobieństwa struktur wydatków typów biologicznych gospodarstw domowych. W tym celu wykorzystano następującą miarę podobieństwa struktur (Podolec, 2000):

$$d_{ij} = \sum_{k=1}^r \min \{p_{ik}; p_{jk}\} \quad (1)$$

gdzie:

i, j — numery porównywanych struktur,

k — oznacza numer k -tego składnika struktury ($k = 1, 2, \dots, r$),

p_{ik} — udział k -tego składnika w strukturze obiektu i ,

p_{jk} — udział k -tego składnika w strukturze obiektu j .

Najbardziej podobnymi typami gospodarstw domowych pod względem struktury wydatków okazały się małżeństwa z jednym dzieckiem na utrzymaniu i małżeństwa z dwójką dzieci na utrzymaniu (struktura wydatków była zgodna w 97,3%), a także ojcowie z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami oraz małżeństwa z trojgiem dzieci na utrzymaniu (struktura wydatków zgodna w 95,7%). Najbardziej niepodobnymi typami gospodarstw domowych pod względem struktury wydatków były gospodarstwa jednoosobowe i małżeństwa z czworgiem (i więcej) dzieci na utrzymaniu (stopień zgodności struktur wyniósł 82%) oraz gospodarstwa jednoosobowe i inne osoby z dziećmi na utrzymaniu (stopień zgodności struktur wyniósł 82,4%).

Ostatecznie przeprowadzono grupowanie typów gospodarstw domowych pod względem struktury wydatków gospodarstw domowych wykorzystując algorytm eliminacji wektorów S. Chomątowskiego i A. Sokołowskiego. Punktem wyjścia do zastosowania rozważanego algorytmu jest macierz kwadratowa $\mathbf{P}$, której elementami są wskaźniki braku podobieństwa struktur, według wzoru (2):

$$p_{ij} = 1 - \sum_{k=1}^r \min \{p_{ik}, p_{jk}\} \quad (2)$$

gdzie:

i, j — numery obiektów,

k — numer składnika struktury,

p_{ik} — udział k -tego składnika w strukturze obiektu i ,

p_{jk} — udział k -tego składnika w strukturze obiektu j .

Istota algorytmu polega na stopniowej eliminacji porównywanych obiektów, których struktury najbardziej różnią się od pozostałych obiektów. Jako graniczną wartość krytyczną wskaźnika braku podobieństwa struktur (poniżej której para obiektów jest uważana za niepodobną) można przyjąć np. średnią wartość elementów macierzy **P** (Kukuła, 2003). Oznacza to, że dwa obiekty będą uznawane za niepodobne, gdy ich wskaźnik braku podobieństwa struktur przekracza wartość krytyczną.

Odpowiednie obliczenia wykazały, że średnia wartość elementów macierzy braku podobieństwa struktur wydatków dla wszystkich typów biologicznych gospodarstw domowych wyniosła ok. 9,99%. Na podstawie tej informacji wykonano kolejne iteracje algorytmu eliminacji wektorów, uzyskując następujące jednorodne grupy typów biologicznych gospodarstw domowych:

- **grupa pierwsza:** małżeństwo z trojgiem dzieci na utrzymaniu, małżeństwo z czworgiem (i więcej) dzieci na utrzymaniu, małżeństwo z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami, matka z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami, ojciec z dziećmi na utrzymaniu i innymi osobami, inne osoby z dziećmi na utrzymaniu,
- **grupa druga:** małżeństwo z jednym dzieckiem na utrzymaniu, małżeństwo z dwojgiem dzieci na utrzymaniu, matka z dziećmi na utrzymaniu,
- **grupa trzecia:** małżeństwo bez dzieci, gospodarstwa jednoosobowe,
- **grupa czwarta:** ojciec z dziećmi na utrzymaniu, pozostałe gospodarstwa.

Zwróćmy uwagę, że w pierwszej grupie znalazły się przede wszystkim gospodarstwa domowe wieloosobowe, natomiast grupa trzecia obejmuje gospodarstwa domowe o niewielkiej liczbie osób. Zatem można przypuszczać, że typy biologiczne gospodarstw domowych o większej liczbie osób mają zbliżoną strukturę wydatków, podobnie jak typy gospodarstw domowych z małą liczbą osób. Do oceny stopnia zróżnicowania otrzymanych grup oraz zdolności poszczególnych zmiennych do grupowania typów gospodarstw domowych wykonano jednoczynnikową analizę wariancji, której wyniki przedstawiono w tabl. 4.

**TABL. 4. WYNIKI ANALIZY WARIANCJI 13 GRUP WYDATKÓW WEDŁUG SKUPIEŃ
TYPÓW BIOLOGICZNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH UTWORZONYCH
PRZY POMOCY ALGORYTMU ELIMINACJI WEKTORÓW**

Grupy wydatków	Średnie wydatki w grupach w zł				Wartość <i>p</i>
	1	2	3	4	
Żywność i napoje bezalkoholowe	760,77	576,45	404,03	544,58	0,0207
Napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki	61,35	64,07	43,88	48,90	0,3404
Odzież i obuwie	121,11	126,88	59,27	97,34	0,1391
Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii	396,72	359,92	307,19	356,60	0,2486
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	86,93	86,16	57,98	72,13	0,4982

**TABL. 4. WYNIKI ANALIZY WARIANCJI 13 GRUP WYDATKÓW WEDŁUG SKUPIEŃ
TYPÓW BIOLOGICZNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH UTWORZONYCH
PRZY POMOCY ALGORYTMU ELIMINACJI WEKTORÓW (dok.)**

Grupy wydatków	Średnie wydatki w grupach w zł				Wartość <i>p</i>
	1	2	3	4	
Zdrowie	69,88	60,76	102,78	74,10	0,5107
Transport	164,33	164,73	88,69	111,95	0,2754
Łączność	121,67	116,09	79,33	102,85	0,2286
Rekreacja i kultura	138,16	169,63	93,64	117,74	0,1365
Edukacja	31,67	39,09	5,01	30,78	0,0498
Restauracje i hotele	43,32	58,35	30,85	45,43	0,3526
Pozostałe wydatki na towary i usługi	144,39	116,17	74,53	128,23	0,2693
Pozostałe wydatki	42,47	63,35	95,31	52,42	0,0722

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z przedstawionych obliczeń w tabl. 4 wynika, że tylko dwie zmienne na poziomie istotności 0,05 istotnie różnicują powstałe grupy typów gospodarstw domowych. Są to wydatki na żywność i napoje oraz wydatki na edukację.

W uzupełnieniu przedstawionej analizy warto prześledzić strukturę wydatków biorąc pod uwagę główne źródła utrzymania gospodarstw domowych (tabl. 5).

**TABL. 5. STRUKTURA GRUP WYDATKÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH
WEDŁUG GŁÓWNEGO ŹRÓDŁA UTRZYMANIA**

Główne źródło utrzymania	Grupy wydatków w %												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Praca najemna na stanowisku robotniczym	33,9	3,4	5,4	19,1	4,1	3,1	7,6	5,6	5,7	1,2	1,9	6,7	2,3
Praca najemna na stanowisku nie-robotniczym	25,1	2,5	6,7	16,6	4,8	4,1	9,4	6,1	8,9	2,5	2,3	7,5	3,5
Użytkowanie gospodarstwa rolnego	37,5	2,5	6,0	15,4	4,6	3,7	9,7	5,0	4,8	1,1	0,6	5,7	3,4
Praca na własny rachunek	25,8	2,4	7,3	16,3	4,9	3,5	8,6	6,5	9,4	2,2	2,8	6,8	3,5
Emerytura	33,2	2,6	3,7	20,9	3,8	7,3	5,5	5,3	5,5	0,5	1,0	5,8	4,9
Renta	36,3	3,3	3,6	21,6	3,3	6,1	4,5	5,6	5,0	0,6	1,3	5,6	3,2
Świadczenia dla bezrobotnych ..	38,0	3,4	3,2	21,7	3,5	4,4	4,9	5,5	5,2	0,9	1,2	5,2	2,9
Inne świadczenia społeczne	39,4	2,8	4,4	21,5	3,0	2,9	4,1	3,6	5,8	1,0	4,8	5,2	1,5
Dary, alimenty i pozostałe dochody	26,5	3,2	6,4	24,0	5,4	2,6	5,6	5,0	7,0	2,6	5,2	4,8	1,7
Inne przychody ...	24,7	3,5	4,1	16,4	2,0	4,0	7,5	6,3	11,2	1,2	0,2	5,2	13,7

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z tabl. 5 wynika, że relatywnie najwięcej na żywność i napoje bezalkoholowe wydają gospodarstwa domowe utrzymujących się przeważnie ze świadczeń społecznych (39,4% całkowitych wydatków, czyli średnio ok. 563 zł miesięcznie), a relatywnie najmniej na ten cel wydają gospodarstwa domowe utrzymujących się z innych przychodów (24,7% całkowitych wydatków, czyli średnio ok. 687 zł).

Zestawienie pozostałych maksymalnych i minimalnych udziałów wydatków według głównych źródeł utrzymania gospodarstw domowych przedstawiono w tabl. 6.

**TABL. 6. MAKSYMALNE RÓŻNICE W UDZIALE WYDATKÓW
WEDŁUG GŁÓWNEGO ŹRÓDŁA UTRZYMANIA GOSPODARSTW DOMOWYCH**

Grupy wydatków	Najwyższy udział wydatków według			Najniższy udział wydatków według		
	głównego źródła utrzymania	w %	w zł	głównego źródła utrzymania	w %	w zł
Żywność i napoje bezalkoholowe	inne świadczenia społeczne	39,4	563,2	inne przychody	24,7	686,7
Napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki	inne przychody	3,5	97,4	praca najemna na stanowisku nierobotniczym	2,4	65,2
Odzież i obuwie	praca na własny rachunek poza gospodarstwem rolnym	7,3	213,9	świadczenia dla bezrobotnych	3,2	43,3
Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii	dary, alimenty i pozostałe dochody	24,0	360,5	użytkowanie gospodarstwa rolnego	15,4	387,2
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	dary, alimenty i pozostałe dochody	5,4	80,8	inne przychody	2,0	54,3
Zdrowie	emerytura	7,3	123,5	dary, alimenty i pozostałe dochody	2,6	39,4
Transport	użytkowanie gospodarstwa rolnego	9,7	84,2	inne świadczenia społeczne	4,1	58,9
Łączność	praca na własny rachunek poza gospodarstwem rolnym	6,5	190,1	inne świadczenia społeczne	3,6	51,1
Rekreacja i kultura	inne przychody	11,2	311,7	użytkowanie gospodarstwa rolnego	4,8	120,1
Edukacja	dary, alimenty i pozostałe dochody	2,6	39,5	emerytura	0,5	7,8
Restauracje i hotele	dary, alimenty i pozostałe dochody	5,2	77,5	inne przychody	0,2	6,3
Pozostałe wydatki na towary i usługi	praca najemna na stanowisku nierobotniczym	7,5	206,2	dary, alimenty i pozostałe dochody	4,8	72,5
Pozostałe wydatki	inne przychody	13,4	380,8	inne świadczenia społeczne	1,5	21,9

Źródło: jak przy tabl. 1.

W dalszej kolejności, wykorzystując wzór (1), przeprowadzono analizę podobieństwa struktur wydatków typów gospodarstw domowych wyróżnionych ze względu na główne źródło utrzymania. Najbardziej podobne pod względem struktury wydatków były gospodarstwa domowe utrzymujących się z pracy na własny rachunek poza gospodarstwem rolnym i pracy najemnej na stanowisku nierobotniczym (stopień zgodności struktur wyniósł 97,12%), a także gospodarstwa domowe utrzymujących się ze świadczeń dla bezrobotnych i rent (stopień zgodności struktur wyniósł 96,91%).

Najbardziej niepodobne pod względem struktury wydatków były gospodarstwa domowe utrzymujących się z innych przychodów i świadczeń dla bezrobotnych (stopień zgodności struktur wyniósł 74,33%), a także gospodarstwa domowe utrzymujących się ze świadczeń dla bezrobotnych i innych świadczeń społecznych (stopień zgodności struktur wyniósł również 74,33%).

Wykorzystując miernik braku podobieństwa struktur (2) oraz stosując algorytm eliminacji wektorów uzyskano następujące jednorodne grupy gospodarstw domowych wyróżnione ze względu na główne źródło utrzymania:

- **grupa pierwsza:** gospodarstwa domowe utrzymujących się głównie z pracy najemnej na stanowisku robotniczym, użytkowania gospodarstwa rolnego, emerytur, rent, świadczeń dla bezrobotnych, innych świadczeń społecznych,
- **grupa druga:** gospodarstwa domowe utrzymujących się głównie z pracy najemnej na stanowisku nierobotniczym, pracy na własny rachunek poza gospodarstwem rolnym, darów, alimentów i pozostałych dochodów,
- **grupa trzecia:** gospodarstwa domowe utrzymujących się głównie z innych przychodów.

Warto zwrócić uwagę, że wyraźnie odstającymi gospodarstwami domowymi pod względem struktury wydatków są gospodarstwa domowe utrzymujących się przeważnie z innych przychodów (grupa trzecia). Aby ocenić, które grupy wydatków istotnie różnicują powstałe grupy gospodarstw domowych, przeprowadzono jednoczynnikową analizę wariancji ANOVA (tabl. 7).

**TABL. 7. WYNIKI ANALIZY WARIANCJI 13 GRUP WYDATKÓW
WEDŁUG SKUPIEŃ GŁÓWNYCH ŹRÓDEŁ UTRZYMANIA GOSPODARSTW DOMOWYCH
UTWORZONYCH PRZY POMOCY ALGORYTMU ELIMINACJI WEKTORÓW**

Grupy wydatków	Średnie wydatki w grupach w %			Wartość <i>p</i>
	1	2	3	
Żywność i napoje bezalkoholowe	36,38	25,78	24,69	0,0003
Napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki	3,00	2,65	3,50	0,2380
Odzież i obuwie	4,36	6,88	4,14	0,0180
Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii	20,04	18,95	16,38	0,5646
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	3,74	5,00	1,95	0,0036
Zdrowie	4,59	3,41	3,96	0,5814

**TABL. 7. WYNIKI ANALIZY WARIANCJI 13 GRUP WYDATKÓW
WEDŁUG SKUPIEŃ GŁÓWNYCH ŹRÓDEŁ UTRZYMANIA GOSPODARSTW DOMOWYCH
UTWORZONYCH PRZY POMOCY ALGORYTMU ELIMINACJI WEKTORÓW (dok.)**

Grupy wydatków	Średnie wydatki w grupach w %			Wartość <i>p</i>
	1	2	3	
Transport	6,07	7,88	7,50	0,4876
Łączność	5,09	5,87	6,33	0,2459
Rekreacja i kultura	5,35	8,44	11,21	0,0003
Edukacja	0,87	2,44	1,22	0,0003
Restauracje i hotele	1,79	3,43	0,23	0,1995
Pozostałe wydatki na towary i usługi	5,71	6,38	5,19	0,4550
Pozostałe wydatki	3,01	2,89	13,69	0,0001

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z tabl. 7 wynika, że do zmiennych, które istotnie różnicują (na poziomie istotności 0,05) utworzone grupy gospodarstw domowych należą: wydatki na żywność i napoje bezalkoholowe, wydatki na odzież i obuwie, wydatki na wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego, wydatki na rekreację i kulturę, wydatki na edukację i pozostałe wydatki.

Podsumowanie

Przeprowadzone obliczenia wykazały, że struktura wydatków różniła się znacząco pomiędzy niektórymi typami gospodarstw domowych. Jeszcze większe różnice występowały w przypadku bezwzględnych wielkości wydatków w poszczególnych grupach wydatków pomiędzy badanymi grupami gospodarstw domowych z uwagi na różną skalę ich wydatków. Wpływ na to ma wysokość dochodów gospodarstw domowych i sposób ich rozdysponowania, który zależy od różnych cech opisujących gospodarstwa domowe. Jest to szczególnie widoczne, gdy weźmiemy pod uwagę typ biologiczny gospodarstwa domowego, który określa podmiotowy skład gospodarstwa domowego. Inaczej np. kształtuje się struktura wydatków gospodarstwa domowego jednoosobowego i małżeństw wielodzietnych, co naturalnie wynika m.in. z liczby członków gospodarstwa domowego, ich wieku itp. Także biorąc pod uwagę podział gospodarstw domowych według głównych źródeł utrzymania można dostrzec wyraźne różnice w strukturze wydatków. Źródło utrzymania determinuje bowiem w znacznym stopniu poziom dochodów gospodarstwa domowego, a te mają bezpośredni wpływ na wysokość i strukturę wydatków.

Przedstawiona analiza jednoznacznie pokazała, że dominującą grupą wydatków gospodarstw domowych są wydatki na żywność i napoje bezalkoholowe. Taka sytuacja ma miejsce w wymiarze absolutnym i względnym w przypadku wszystkich typów biologicznych gospodarstw domowych i w przypadku wszystkich grup gospodarstw wyróżnionych ze względu na główne źródło

utrzymania. Warto też zaznaczyć, że w tych grupach gospodarstw domowych, które mają wyższy dochód rozporządzalny w przeliczeniu na osobę, na ogół udział wydatków na żywność w łącznych wydatkach jest niższy. Mają one też zwykle wyższy udział wydatków na edukację i rekreację oraz kulturę w porównaniu z innymi gospodarstwami domowymi.

dr Marcin Salamaga — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

LITERATURA

- Chomętowski S., Sokołowski A. (1978), *Taksonomia struktur*, „Przegląd Statystyczny”, nr 2
- Dobosz M. (2004), *Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań*, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa
- Kramer J. (1980), *Przestrzenna struktura konsumpcji w Polsce*, PWN, Warszawa
- Kudrycka I. (1996), *Modele dochodów i wydatków gospodarstw domowych w okresie transformacji polskiej gospodarki*, „Z prac Instytutu Rozwoju i Studiów Strategicznych”, nr 28
- Kukuła K. (2003), *Elementy statystyki w zadaniach*, PWN, Warszawa
- Kuśmierczyk K., Piskiewicz L. (2000), *Warunki życia ludności w 1998*, w: *Polskie gospodarstwa domowe w okresie transformacji*, IRWiK, Warszawa
- Podolec B. (2000), *Analiza kształtowania się dochodów i wydatków ludności w okresie transformacji gospodarczej*, PWN, Kraków-Warszawa
- Podolec B. (1995), *Zachowania konsumpcyjne gospodarstw domowych. Analiza ekonometryczna*, „Zeszyty Naukowe AE w Krakowie”, seria specjalna: „Monografie”, nr 124, Kraków
- Zarzycka Z. (1992), *Czynniki demograficzne i społeczne w analizie konsumpcji*, Uniwersytet Łódzki
- Zeliaś A. (2001), *Metody statystyczne*, PWE, Warszawa
- Zeliaś A. (red.) (2000), *Taksonomiczna analiza poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Wydawnictwo AE w Krakowie

SUMMARY

The size of the households income and the way of the households expense distribution are dependent on the variables describing the household. There are for example the number, the age, the sex of persons in the household as well as the household's available income per capita. The consumption structure in Polish households is varied according to the biological type of the household and the main source of the household maintenance.

The main purpose of the article is the statistical analysis of households expenses in the cross-section of varied groups of the households in Poland in 2006. The questionnaire survey was conducted by Central Statistical Office in 37508 households. The application of cluster analysis and the vector elimination algorithm as well as the multivariable statistical analysis ANOVA are proposed for the statistical analysis of households expenses.

РЕЗЮМЕ

В статье представляется уровень и способ распределения расходов домашних хозяйств в Польше и их зависимость от многих признаков описывающих домашние хозяйства. К этим признакам относятся: число человек в домашнем хозяйстве, их возраст, пол, но прежде всего уровень наличного дохода в пересчете на человека. Разницы в структуре расходов являются особенно заметными, когда принимаем во внимание биологический тип домашнего хозяйства, или главный источник содержания домашнего хозяйства.

Целью статьи является сравнительный анализ расходов домашних хозяйств в Польше в 2006 году в разрезе разных групп домашних хозяйств. В исчислениях использовались результаты обследований бюджетов домашних хозяйств проведенных ЦСУ в 2006 г. на случайной выборке 37508 домашних хозяйств. Структура расходов домашних хозяйств подвергалась всестороннему анализу с использованием показателей сходства структур, избранных кластерных методов и алгоритма элиминации векторов. Это позволило, между прочим, выделить однородные группы домашних хозяйств с точки зрения размера и структуры расходов.

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Dorota STACHOWIAK, Małgorzata STAWIKOWSKA

Sytuacja demograficzna w miastach europejskich na podstawie programu *Audyt miast 2006*

Unia Europejska (UE) dąży do ciągłego wzrostu potencjału gospodarki europejskiej i jej konkurencyjności w świecie. W ramach wewnętrznej polityki spójnościowej zmierza też do redukcji dysproporcji w rozwoju regionów starego kontynentu.

Potencjał ekonomiczny i demograficzny, a także rozwój technologii i znaki-
mita większość nowatorskich przedsięwzięć koncentruje się w miastach. Po-
wstaje zatem konieczność zapewnienia warunków umożliwiających optymalne

wykorzystanie tych prorozwojowych atutów miast. Wymaga to dostępu do kompleksowej i wiarygodnej informacji. Gruntownemu poznaniu aspektów życia społeczno-gospodarczego miast służy realizacja programu *Audyt miast* (*Urban Audit*). Powstał on jako wspólne przedsięwzięcie Generalnego Dyrektoriatu Polityki Regionalnej Komisji Europejskiej (DG REGIO) oraz Eurostatu. Jego zadaniem jest dostarczenie rzetelnych i porównywalnych informacji o obszarach miejskich w państwach członkowskich UE.

W roku 1998 rozpoczęto wdrażanie tzw. etapu pilotażowego tego badania. Uczestniczyło w nim 58 miast UE z wyłączeniem dwóch największych — Londynu i Paryża. Badano ponad 500 zmiennych. Dotyczyły one lat 1981, 1991 i 1996. W wyniku analizy uzyskanych danych obliczono ok. 100 wskaźników charakteryzujących jakość życia mieszkańców badanych miast. Dały one podstawę do dokonania porównań w wielu dziedzinach oraz początek do utworzenia ogólnoeuropejskiej bazy danych o miastach.

Etap pilotażowy projektu wykazał, że pomimo licznych trudności, zgromadzenie wielu porównywalnych informacji o miastach na różnych poziomach agregacji przestrzennej jest możliwe. Uwidoczniło się równocześnie oczekiwanie odbiorców na rozwiązania metodologiczne oraz dane określające funkcjonalne znaczenie miasta, zasięg i natężenie jego oddziaływania na otoczenie oraz ukazujące wewnętrzne zróżnicowanie terenów silnie zurbanizowanych. Pragnienie kontynuacji przedsięwzięcia — wyrażone przez przedstawicieli władz samorządowych miast uczestniczących w badaniu pilotażowym podczas „Dnia *Audyt miast*” zorganizowanego w Paryżu we wrześniu 2000 r. — doprowadziły do rozpoczęcia prac nad zasadniczym etapem programu, nazwanym *Audyt miast II* (*Urban Audit II*).

Powiększono liczbę badanych miast do 258, włączając do programu Londyn i Paryż oraz miasta krajów ówczesznie kandydujących do członkostwa w UE, w tym 23 miasta polskie. Dokonano weryfikacji listy zmiennych, redukując ich liczbę do 336. Gromadzenie danych w ramach programu *Audyt miast II* rozpoczęto w 2003 r.

W grupie 23 polskich miast uczestniczących w badaniu znalazły się wszystkie miasta będące siedzibą władz rządowych i samorządowych szczebla wojewódzkiego (18 miast wojewódzkich) oraz pięć miast mających status powiatu (Jelenia Góra, Konin, Nowy Sącz, Suwałki i Żory).

Ogromne zainteresowanie danymi zgromadzonymi w trakcie realizacji drugiego etapu programu zadecydowało o przystąpieniu do trzeciej jego edycji, którą rozpoczęto w 2006 r. Reprezentację miast polskich poszerzono o kolejne 5 miast liczących powyżej 100 tys. mieszkańców (Częstochowa, Radom, Płock, Kalisz i Koszalin). Dane gromadzone w dwóch ostatnich edycjach monitoringu miast odniesiono do lat 2001 i 2004. W obu edycjach programu stosowano spójne założenia definiowania jednostek przestrzennych, dla których gromadzono informacje w ujęciu miasta w granicach administracyjnych, większej strefy miejskiej oraz jednostek wewnątrzmijskich.

Trzecia edycja badania cech charakteryzujących miasta europejskie objęła 357 miast z 30 krajów unijnych i będących poza Wspólnotą. Liczba mieszkańców tych miast wynosiła ok. 140 mln.

Wielkość miast według kryterium liczby ludności jest silnie zróżnicowana. W całej badanej zbiorowości znajdują się one w przedziale od 31,6 tys. mieszkańców w mieście Gozo (Malta) do 9897,6 tys. mieszkańców w Istambule (Turcja). Duże różnice liczby mieszkańców można zaobserwować także w zbiorowości miast w poszczególnych państwach (tablica).

**TABL. LICZBA LUDNOŚCI W BADANYCH MIASTACH EUROPEJSKICH
WEDŁUG KRAJÓW W 2006 R. W TYS.**

K r a j e	Skrajne wartości	Przeciętne wartości
Belgia	106,2 — 999,9	352,7
Dania	163,2 — 501,6	285,9
Niemcy	64,5 — 3387,8	465,5
Grecja	65,0 — 796,4	216,5
Estonia	100,5 — 392,3	246,4
Hiszpania	73,5 — 3099,8	483,7
Francja	68,4 — 2151,9	426,1
Włochy	51,6 — 2553,9	363,1
Cypr	213,5 — 213,5	213,5
Łotwa	86,5 — 735,2	410,9
Litwa	117,6 — 552,8	346,4
Luksemburg	83,2 — 83,2	83,2
Węgry	104,6 — 1695,8	318,2
Malta	31,6 — 368,3	199,9
Holandia	91,4 — 739,1	252,9
Norwegia	61,9 — 521,9	193,9
Austria	114,6 — 1598,6	456,0
P o l s k a	63,0 — 1692,9	320,3
Portugalia	58,3 — 529,5	166,6
Rep. Czeska	49,9 — 117,1	202,2
Rumunia	66,3 — 1927,4	302,9
Szwajcaria	126,8 — 364,5	200,9
Słowenia	112,6 — 267,6	190,1
Słowacja	56,9 — 425,2	141,3
Finlandia	124,6 — 559,7	264,7
Szwecja	107,9 — 761,7	272,2
Turcja	67,1 — 9897,6	972,7
W. Brytania	79,0 — 7429,2	547,3

Ź r ó d ł o: program *Audyt miast 2006*.

Przestrzenne usytuowanie polskich miast objętych badaniem przedstawia poniższy kartogram.

Wykr. MIA STA POLSKIE BIORĄCE UDZIAŁ W PROGRAMIE AUDYT MIAST 2006



Źródło: Program Audyt miast 2006.

Spośród dziedzin objętych badaniem, największa liczba zmiennych dotyczyła problematyki demograficznej. Ze względu na „sygnalny” charakter artykułu prezentacje wyników z tej dziedziny ograniczono do kilku zmiennych i wskaźników. Wyniki programu *Audyt miast 2006* wskazują m.in., że:

- spośród 343 miast — 22 liczyły ponad 1 mln mieszkańców. Największym z nich jest Istambuł (9,9 mln mieszkańców), następnie Londyn (7,4 mln), Ankara (3,4 mln), Berlin (3,4 mln), Madryt (3,1 mln), Rzym (2,6 mln), Izmir (2,4 mln), Paryż¹ (2,2 mln), Bukareszt (1,9 mln mieszkańców). Warszawa, licząca 1,7 mln mieszkańców, jest 9 co do wielkości stolicą spośród badanych miast;
- z kolei najmniejszą liczbą mieszkańców charakteryzowały się miasta (spośród 343 badanych): Gozo (Malta) — 31,6 tys., Iglawa (Rep. Czeska) — 49,9 tys., Karlowe Wary (Rep. Czeska) — 51,5 tys., Campobasso (Włochy) — 51,6 tys., Trenčin (Słowacja) — 56,9 tys. W gronie 10 miast o najmniejszej liczbie ludności znalazły się także Żory (63,0 tys. mieszkańców);
- najwyższy odsetek ludzi młodych (poniżej 15 roku życia) odnotowano w miastach Turcji: Wan — 47,4% ogółu mieszkańców, Siirt — 46,5% i Diyarbakir — 43,4%. Najniższym odsetkiem charakteryzowały się natomiast miasta: Gijon (Hiszpania) — 9,2%, Frankfurt n.Odrą (Niemcy) — 9,8%, Magdeburg (Niemcy) — 9,9%, Lipsk (Niemcy) — 10,0%. W zbiorowości miast polskich odsetek ludności w tej grupie wiekowej zamyka się w przedziale od 11,7% do 19,1% ogółu mieszkańców. Najwyższy udział mieszkańców poniżej 15 roku życia, w odniesieniu do ich całej populacji, wystąpił w Suwałkach, natomiast najniższy odnotowano w Łodzi;
- dla 284 miast dostępne są dane dotyczące udziału ludności w wieku 0—4 lata w ogólnej populacji mieszkańców miasta. Na zasygnalizowanie zasługuje fakt, że dziesięć lokat o najwyższej wartości tego wskaźnika zajmują miasta tureckie, podczas gdy trzy polskie miasta (Łódź, Wrocław i Katowice) plasują się w dziesiątce miast, dla których udział tego przedziału wiekowego jest najniższy;
- najwyższy udział (ok. 77%) ludności w wieku produkcyjnym (15—64 lata), w ogólnej liczbie ludności danego miasta, zanotowano w miastach: Żory, Alba Iulia, Bacau, Kluż-Napoka i Krajowa (Rumunia). Z kolei najniższym udziałem tej grupy wiekowej charakteryzują się miasta tureckie: Wan, Siirt — po 50%, Diyarbakir — 54%, Gaziantep — 58%, Kars — 59%;
- najwyższy odsetek mieszkańców w wieku 75 lat i więcej zaobserwowano w miastach włoskich, na 10 miast charakteryzujących się najwyższą wartością tego wskaźnika — 9 to miasta włoskie (od 13,9 w Bolonii do 10,9 w Mode-

¹ Ludność w granicach administracyjnych Paryża.

nie). Najniższym udziałem ludności tej grupy wiekowej charakteryzują się miasta tureckie (10 miast o najniższym wskaźniku od 0,6% w Van do 1,3% w Kayseri). Wśród miast polskich najniższy udział ludności w wieku 75 lat i więcej cechuje miasto Żory (2,1%), Suwałki (3,7%), Konin (3,8%), natomiast jego najwyższe wartości wystąpiły w Łodzi (7,5%), Warszawie (7,2%) i Wrocławiu (6,5%). Uwzględniając 286 miast — dla których dostępne są dane — osiem polskich miast należy do 1 przedziału kwintylowego, siedemnaście do 2 przedziału, dwa znajdują się w 3 przedziale, a jedno miasto lokuje się w 4 przedziale kwintylowym;

- współczynnik zależności demograficznej (stosunek liczby ludności w wieku poniżej 20 lat oraz 65-letniej i starszej do liczby ludności w wieku 20—64 lat) charakteryzuje się znacznym zróżnicowaniem. Wśród miast polskich najwyższą pozycję w rankingu mają Suwałki, ze współczynnikiem 61,7% i po uwzględnieniu wszystkich 288 badanych miast (w 2004 r.) należą do 4 przedziału kwintylowego, natomiast najniżej notowane Żory (41,75%) lokują się w pierwszym przedziale;
- najwyższy wskaźnik feminizacji występuje w miastach: Tartu (Estonia) — 128 kobiet na 100 mężczyzn, Tallinie (Estonia) — 126, a także w Rydze (Łotwa) — 125, Kownie (Litwa) — 122 i Lipawie (Łotwa) — 121. Przewagę mężczyzn nad kobietami odnotowano natomiast w miastach tureckich, gdzie najniższymi wskaźnikami feminizacji charakteryzowały się: Adrianopol (88%), Siirt (92%), Kars (92%), Kocaeli (93%), Erzurum (94%);
- do miast o najniższej wartości wskaźnika zgonów osób w wieku do 65 lat z powodu chorób serca i układu oddechowego należą dwa miasta portugalskie — Funchal (0,00) oraz Ponta Delgada (0,00). W zbiorowości 207 miast — dla których zgromadzono dane — Żory, Łódź i Kalisz lokują się pod tym względem w piątym przedziale kwintylowym, a Suwałki w pierwszym. Wskaźnik ten w Żorach i Łodzi kształtował się w 2004 r. na poziomie 0,13, a w Kaliszu — 0,12. Najniższą jego wartość odnotowano w Suwałkach — 0,05.

Nadal trwają prace Eurostatu związane z wprowadzaniem danych uzyskanych w trakcie realizacji projektu do bazy *Audyt miast*. Całkowite zasilenie bazy danych umożliwi dokonywanie pełniejszej i bardziej wszechstronnej analizy uzyskanych wyników.

Informacje dotyczące miast polskich uczestniczących w programie *Audyt miast* można uzyskać w GUS, w Ośrodku Statystyki Miast w Urzędzie Statystycznym w Poznaniu oraz na stronie internetowej www.urbanaudit.org.

SUMMARY

The Urban Audit is the joint venture of the European Commission and Eurostat initiated in May 1998. This programme is an answer to the rising information needs on cities, where the majority of economic potentials and innovative enterprises are concentrated. The main aim of the project is to provide the objective and comparable statistical data characterizing the social and economic life of cities.

The analysis is limited to some selected demographical variables and indicators collected during the third edition of the Urban Audit 2006 programme covering 357 cities of 30 countries (including 45 Polish cities).

РЕЗЮМЕ

Программа Urban Audit является совместным предприятием Европейской комиссии и Евростата, которое началось в мае 1998 г. Эта программа является ответом на растущие информационные потребности о городах, в которых наблюдается концентрация большинства экономического потенциала и новаторских предприятий. Главная цель проекта — предоставление объективных и сопоставимых статистических данных характеризующих социально-экономическую жизнь городов.

Статья ограничивается представлением нескольких избранных переменных и показателей из области демографии собранных в рамках третьего издания программы Urban Audit 2006, которым были охвачены 357 городов из 30 стран (в том числе 45 польских городов).

Mirosław GORCZYCA

Rozwój mieszkalnictwa w Polsce na tle wybranych krajów

Poprawa warunków mieszkaniowych to jeden z najważniejszych problemów społeczno-ekonomicznych do rozwiązania w najbliższych dziesięcioleciach. Pokonywanie „dystansu mieszkaniowego” w stosunku do innych — wyżej czy nawet podobnie lub mniej rozwiniętych gospodarczo — krajów stanowi nie-

odzewny warunek zmniejszania różnic w poziomie życia Polaków. Potrzebę poprawy standardu mieszkaniowego w Polsce uzasadnia pokazanie, jak w okresie referencyjnym kształtował się on na tle innych krajów, ze szczególnym uwzględnieniem poziomu, który osiągnęły kraje „starej” Unii Europejskiej (UE-15) ok. 50 lat temu (Gorczyca, 2008).

Celem artykułu jest przedstawienie podstawowych danych charakteryzujących stan i rozwój naszego mieszkalnictwa w stosunku do innych krajów. Bazę faktograficzną stanowią głównie roczniki statystyczne i inne dostępne materiały z poszczególnych krajów¹ oraz międzynarodowe biuletyny mieszkaniowe Organizacji Narodów Zjednoczonych (*Annual ...*, 2005). W artykule wykorzystałem mój dorobek z zakresu międzynarodowej komparatystyki mieszkaniowa.

Przedstawiona w opracowaniu przedmiotowa faktografia unaocznia ogrom niezbędnego wysiłku, potrzebnego dla poprawy naszego standardu mieszkaniowego. Może ona być podstawą dla stworzenia realistycznych programów mieszkaniowych.

INWESTYCJE I BUDOWNICTWO MIESZKANIOWE

Inwestycje mieszkaniowe, decydujące o rozmiarach budownictwa, mają w Polsce niski poziom. W ostatnich kilkunastu latach stanowiły one ok. 2% PKB oraz od 1/10 do kilkunastu procent ogółu nakładów inwestycyjnych, wobec 6% PKB i 1/4 inwestycji w najlepszych dlań latach. Odstajemy w tym zakresie od większości krajów UE i innych krajów należących do Unii. Udział inwestycji mieszkaniowych nie odpowiada potrzebom ani też możliwościom wynikającym ze wzrostu ekonomicznego.

Większość krajów przeznaczała na inwestycje mieszkaniowe nawet powyżej 10% PKB (Irlandia, Cypr, Grecja, Izrael, Korea Pd., Niemcy, Finlandia). Podobny do naszego udział występował głównie w krajach postkomunistycznych, w których państwo — podobnie jak w Polsce — wycofało się w znaczącym stopniu z pomocy dla budownictwa mieszkaniowego. Były to: Bułgaria, Rosja i inne niepodległe państwa b.ZSRR, a także: Chorwacja i Serbia oraz w mniejszym stopniu: Czechy, Rumunia i Węgry. W krajach tych wystąpił ogromny regres w nakładach inwestycyjnych.

W większości krajów europejskich inwestycje mieszkaniowe stanowiły ok. 5% PKB przez dziesięciolecia, przy występującym relatywnie wysokim standardzie mieszkaniowym. Są to: Islandia, Szwajcaria i kraje UE-15, a także na innych kontynentach: Stany Zjednoczone, Kanada, Australia, Oceania.

Polska, gdzie budowano w latach 90. ub. wieku 2—3 mieszkania na 1 tys. ludności czy nawet rekordowe osiągnięcia budownictwa mieszkaniowego z lat

¹ Ze względu na dużą ilość przypisów, zrezygnowano z ich podawania. W ujęciu kompletnym znajdują się one w innych opracowaniach autora.

1978 i 1979 (ok. 8 mieszkań), należy do zdecydowanych „outsiderów”. W innych postkomunistycznych krajach występował podobny, a nawet niższy poziom osiągnięć budownictwa mieszkaniowego, np. Armenia, Azerbejdżan, Ukraina, Bułgaria, Rumunia, Słowacja i Serbia — z efektami 2 mieszkań na 1 tys. ludności. W tym okresie w krajach intensywnie rozwijających mieszkalnictwo budowano ok. 10, a nawet więcej, mieszkań na 1 tys. ludności. Są to kraje przeznaczające na budownictwo mieszkaniowe nawet 10% PKB. W ostatnim dziesięcioleciu przykładem spektakularnym jest Irlandia, mająca wskaźnik kilkunastu mieszkań na 1 tys. ludności, a w rekordowym roku 2006 — nawet 22 mieszkania. Taki wynik (w różnych latach) miały też kraje: Finlandia, Grecja, Hiszpania, Niemcy, Portugalia, Szwecja, Cypr, Chiny, Japonia i Korea Płd.

Rosnący udział indywidualnych inwestorów budownictwa mieszkaniowego w Polsce, z ok. 1/4 (w latach 1978 i 1979 najlepszych wyników) do ponad 50% oddanych do użytku mieszkań w ostatnim dwudziestolecu — sprawiły, że wzrosła średnia wielkość budowanych mieszkań do ponad 100 m² powierzchni użytkowej (pu), wobec 60 m² pu, kiedy dominowało uspołecznione budownictwo mieszkaniowe. W indywidualnym budownictwie średnia wielkość mieszkań oddawanych do użytku osiągnęła ok. 140 m² pu, a poza nim — 60 m² pu.

W porównaniu z krajami będącymi na wyższym poziomie gospodarczym, to średnia wielkość budowanych u nas mieszkań była w ostatnich latach tylko nieco mniejsza. Z kolei mniejsze niż u nas budowano mieszkania (w m² pu) w krajach: Serbii (76), Bułgarii (82), Chorwacji (85) i Białorusi (90), natomiast większe w Estonii i na Litwie (ok. 150). Poza Europą średnia wielkość zbudowanych mieszkań (w m² pu) wynosiła: ok. 230 w Stanach Zjednoczonych; 200 w Turcji i Kanadzie; 150 w Izraelu, Australii i Nowej Zelandii oraz 86 w Japonii i 70 w Chinach.

Dane o „płacochłonności” jednostek mieszkaniowych w omawianym okresie wskazują na to, że średnia płaca miesięczna w naszym kraju odpowiadała cenie ok. 0,7 m² pu. Podobny jej poziom był na Węgrzech, a nieco niższy w Chinach (0,6 m² pu) i Serbii (0,4 m² pu). W innych krajach wskaźniki te (w m² pu) wynosiły: w Stanach Zjednoczonych — 3,7; Izraelu i Japonii — 2,5; Austrii, Finlandii i Niderlandach — 2,2; Hiszpanii, Irlandii, Szwecji i Cyprze — 2,0; Luksemburgu i Niemczech — 1,5 oraz w Czechach i Turcji — 1,0.

STAN NASYCENIA MIESZKANIAM I ICH ZALUDNIENIE

W Polsce przypadało 319 mieszkań na 1 tys. ludności w 2005 r., wobec 235 mieszkań w 1950 r., co stanowi swego rodzaju „czerwoną latarnię” w rankingu europejskim. Według dostępnych danych, nie ma kraju o tak niskim wskaźniku. W wysoko rozwiniętych krajach Europy wartość tego wskaźnika sięgała ok. 500, w tym ponad 400 podstawowych, stale zamieszkanym. W krajach po-

zaeuropejskich poziom tego wskaźnika wynosił: 375 w Stanach Zjednoczonych; 370 w Japonii; 360 w Kanadzie; 350 w Australii i Nowej Zelandii; 311 w Chinach; 292 w Izraelu; 264 w Korei Pd. i 245 w Turcji.

Najwłaściwszym miernikiem standardu mieszkaniowego jest powierzchnia użytkowa mieszkania *per capita*, oczywiście w warunkach porównywalnego standardu wyposażenia mieszkań w instalacje.

W Polsce powierzchnia użytkowa mieszkań *per capita* w 2005 r. (Gorczyca, 2005) wynosiła 23 m², wobec 13 m² w 1970 r. Jest to jeden z najniższych poziomów tego wskaźnika w Europie. Wskaźnik ten był podobny do naszego w Rumunii (20 m²), Rosji i Mołdawii (21 m²), na Ukrainie (22 m²), w Armenii i na Litwie (24 m²). Lepszy od naszego poziom powierzchni użytkowej mieszkań *per capita* występuje: w Bułgarii (26 m²); na Łotwie (27 m²); na Białorusi, w Estonii i Słowenii (28 m²); na Słowacji (30 m²); w Czechach i na Węgrzech (35 m²).

Spśród krajów UE-15 najwyższy poziom powierzchni użytkowej mieszkań *per capita* 50 m² osiągnęły: Belgia, Dania, Francja i Luksemburg, a z kolei 50—45 m²: Niderlandy, Szwecja i W. Brytania. Pozostałe kraje z dawnej UE-15 mają ten wskaźnik na poziomie 35—45 m². W krajach pozaeuropejskich powierzchnia użytkowa mieszkań *per capita* to ok.: 70 m² w Stanach Zjednoczonych; 60 m² w Kanadzie, 50—55 m² w Australii i Nowej Zelandii; 37 m² w Izraelu i Japonii; 28 m² w Chinach; 25 m² w Turcji i Korei Pd.

W Polsce, podobnie jak niemal we wszystkich krajach postkomunistycznych, nastąpiło powszechne uwłaszczenie mieszkań. W państwach Europy Zachodniej, w których rozmiary budownictwa socjalnego były znaczące, udział użytkowników mających mieszkania własne jest relatywnie niższy i kształtuje się następująco: w Niderlandach — 53%; we Francji — 57%; w Austrii — 60%; Belgii — 67% oraz 70—80% w innych krajach „starej” UE. Udział tych mieszkań w krajach b. Związku Radzieckiego wynosił blisko 100% mieszkań ogółem. Stosunkowo niski udział mieszkań własnych był w Rep. Czeskiej (50%), wyższy na Słowacji (70%) i aż 99% stanowił w Chorwacji. Najniższy był on w bogatej Szwajcarii — 30%.

WYDATKI NA MIESZKANIE I POMOC MIESZKANIOWA

Wydatki na mieszkanie (bez kosztów ich wyposażenia) stanowią u nas ok. 20% ogółu wydatków gospodarstw domowych. Wzrosły one znacznie po uwolnieniu cen usług mieszkaniowych i komplementarnych. Podobnie było w innych krajach postkomunistycznych, w których wydatki na mieszkanie wzrosły np. z 3% w krajach b. Związku Radzieckiego i zbliżają się do 20% ogółu wydatków. Natomiast w krajach wysoko rozwiniętych stanowią one średnio ok. 25% — od kilkunastu procent w Portugalii, Grecji i Irlandii do ponad 30% w Niemczech i Belgii.

W krajach pozaeuropejskich udział wydatków na mieszkanie wynosił ok.: 33% w Stanach Zjednoczonych, 30% w Kanadzie, 29% w Izraelu i 28% w Turcji. Wyjątkowo niski był on w Korei Płd. (7%) oraz w krajach b. Związku Radzieckiego: Azerbejdżanie (6%), Rosji i Białorusi (9%) oraz Ukrainie (10%).

W kontekście niskiego standardu mieszkaniowego, udział naszych wydatków na mieszkanie uznać należy za dość wysoki, tym bardziej że rośnie on stale i dynamicznie.

Pomoc mieszkaniowa i dodatki mieszkaniowe obejmują ok. 6% gospodarstw domowych w Polsce (dane z 2003 r.), gdy w innych krajach stanowią one: w Danii — 21,0%; Finlandii — 20,0%; Francji — 19,5%; W. Brytanii — 19,0%; Szwecji — 16,0%; Niemczech — 14,8%; Hiszpanii — 12,0%; Niemczech — 7,8%; Irlandii — 5,0%; Słowacji — 1,1%; Grecji — 0,6%; Słowenii — 0,5% (*Housing ...*, 2005). Z aktualniejszych danych wynika, że udział ten wynosił przed trzema laty: 7% w Niemczech, 12% w Rosji, 14% w Izraelu i 12% w Australii².

KREDYTY HIPOTECZNE

Zadłużenie z tytułu kredytów hipotecznych stanowiło w końcu 2006 r. 8,6% PKB, wobec 3,5% w 2004 r. (Gorczyca, 2008). Jak widać, dynamika imponująca, chociaż rynek kredytów hipotecznych jest u nas dopiero początkujący. Powyższy poziom udziału kredytów hipotecznych w PKB jest wyjątkowo niski, jako że w 2003 r. stanowił on w krajach UE (w % PKB): Niemczech (97), Dania (94), W. Brytania (80), Irlandia (61), Szwecja (55), Portugalia (54), Hiszpania (53), Niemcy (52), Finlandia (43), Luksemburg i Malta (34), Belgia (33), Francja (29), Grecja i Estonia (25), Austria (22), Łotwa (20), Cypr (16), Włochy (17), Litwa i Węgry (11), Słowacja (8), Czechy i Polska (6) oraz Słowenia (5). Średnio w UE było to 47% PKB w UE-25 oraz 49% PKB w UE-15 (*Housing ...*, 2005).

W Stanach Zjednoczonych w 2006 r. zadłużenie z tego tytułu wynosiło 77% PKB. Nadmierna łatwość uzyskiwania kredytów hipotecznych doprowadziła tam, a także w Irlandii i W. Brytanii do trudności w ich spłaceniu. Kryzys na rynku kredytów w Stanach Zjednoczonych wywołał reperkusje o zasięgu światowym. Również w Polsce może dojść za kilka lat do trudności w spłaceniu kredytów hipotecznych, które np. w 2007 r. udzielane były przez banki na podstawie obniżonych wymagań wobec zdolności kredytowej ich beneficjentów. Rosnące raty, inflacja i spadek tempa wzrostu dochodów zapewne wygenerują takie zagrożenie, którego wydaje się nie widzieć większość analityków rynku kredytów hipotecznych (Gorczyca, 2008).

² Obliczenia na podstawie roczników statystycznych tych krajów.

STANDARD MIESZKANIOWY NA TLE POZIOMU ROZWOJU EKONOMICZNEGO

Przedstawiając nasze miejsce w rankingu mieszkaniowym ograniczę się do konfrontacji 2 podstawowych mierników:

- poziomu PKB,
- powierzchni użytkowej mieszkania *per capita*.

W 2005 r. w Polsce PKB *per capita* wynosił 11,4 tys. euro — według standardowej siły nabywczej (*purchasing power standard*) (Eurostat ..., 2007) lub 7,52 tys. USD — według kursu wymiany (*World* ..., 2007). Jeśli pozycję Polski w rankingu ekonomicznym przyjmiemy za 100, to relacje w innych krajach UE były następujące:

K r a j e	PKB <i>per capita</i>	Powierzchnia użytkowa mieszkań <i>per capita</i>
Austria	252	183
Belgia	241	220
Dania	247	220
Finlandia	225	165
Francja	224	217
Grecja	170	152
Hiszpania	201	152
Niderlandy	259	196
Irlandia	296	152
Luksemburg	513	217
Niemcy	215	178
Portugalia	148	157
Szwecja	233	204
Włochy	207	174
W. Brytania	234	217
Cypr	183	174
Czechy	151	152
Estonia	122	122
Litwa	105	104
Łotwa	96	117
Malta	150	183
P o l s k a	100	100
Słowacja	118	130
Słowenia	166	122
Węgry	127	152
Bułgaria	69	113
Rumunia	68	86

Analiza przedstawionych relacji świadczy o tym, że w stosunku do krajów „starej” UE rozbieżności w poziomie powierzchni użytkowej mieszkań *per capita* (na naszą niekorzyść) są na ogół mniejsze, niżby to wynikało z przewagi

w PKB *per capita*. Szczególnym tego przykładem jest np. Luksemburg, mający wyjątkowo wysoki PKB *per capita*. Z kolei Irlandia jest klasycznym potwierdzeniem prawidłowości, że jest łatwiej osiągnąć wyższy poziom PKB *per capita* niż powierzchnię użytkową mieszkań *per capita*. Oznacza to, że będąc liderem rankingu ekonomicznego i mimo intensywnego budownictwa mieszkaniowego można być w dalszym ciągu „outsiderem” w UE-15, jeśli idzie o powierzchnię użytkową mieszkań *per capita*. Potwierdzają tę prawidłowość przykłady z krajów pozaeuropejskich — Japonii i Korei Pd.

Analizując relacje PKB i powierzchnię użytkową mieszkań *per capita* w Polsce oraz w krajach będących na podobnym poziomie rozwoju w UE, to — na ogół — mamy do czynienia z bardziej niekorzystnymi dla nas relacjami standardu mieszkaniowego niż ekonomicznego. Z danych wynika, że łatwiej nam będzie poprawić miejsce w rankingu ekonomicznym niż wskaźniki z zakresu mieszkalnictwa.

UWARUNKOWANIA POPRAWY SYTUACJI MIESZKANIOWEJ

Dla zrównania w 2025 r. liczby mieszkań z liczbą gospodarstw domowych, co zgodnie z międzynarodowymi kryteriami stanowiłoby zakończenie fazy ilościowej rozwiązywania problemu mieszkaniowego (*quantitative phase*), należałoby wybudować w Polsce 5360 tys. mieszkań do 2025 r. Przy ubytku ich liczby w tym okresie na poziomie 2110 tys. stanowiłoby to przyrost netto mieszkań o 3250 tys. Podstawowe dane dotyczące tego scenariusza, stanowiącego swego rodzaju fikcję heurystyczną, zawarto w tablicy. Z jej danych wynika, że kolejno w 5-leciach należałoby budować mieszkania z intensywnością (w przeliczeniu na 1 tys. ludności): 3,9, 6,0, 8,6 i 10,0, czyli średnio 7,1 w całym dwudziestoleciu.

Realizacja założonego scenariusza budownictwa mieszkaniowego przyniosłaby zwiększenie powierzchni użytkowej mieszkań *per capita* o 65,2% (w tempie 2,3% rocznie), co w znaczącej mierze zależy również od przewidywanego spadku liczby ludności. Nasylenie wyniosłoby 423 mieszkania na 1 tys. ludności w 2025 r., co nie jest wskaźnikiem imponującym nawet w okresie o 20 lat wcześniejszym. Spełnienie tej trudnej do zrealizowania projekcji doprowadziłoby do zmniejszenia „dystansu mieszkaniowego”, ale nie do dogonienia większości krajów UE, które w tym okresie nadal będą poprawiać swój standard mieszkaniowy.

Koszty realizacji założonego do 2025 r. programu mieszkaniowego wyniosą (w cenach z 2007 r. ok. 4 tys. zł/m² powierzchni użytkowej mieszkań) ok. 2310 mld zł (577,5 mln m², licząc ok. 4 tys. zł/m²). Należałoby więc budować w zasadzie 4-krotnie intensywniej niż w ostatnich latach, przy odpowiednio wyższych nakładach inwestycyjnych. Jest to zadanie wyjątkowo trudne. Wymagałoby to promieszkaniowej strategii rozwoju ekonomicznego. Chociaż nie chciałbym być posądzony o „kasandryczne” przewidywania, to osobiście nie wierzę w taki „cud mieszkaniowy”.

PROJEKCJA ZMIAN STANU ZASOBÓW I WARUNKÓW MIESZKANIOWYCH DLA POLSKI

Wyszczególnienie	2005	2006—2010	2010	2011—2015	2015	2016—2020	2020	2021—2025	2025	2005—2025
Liczba ludności ogółem w tys.	38123	-224	37899	-273	37626	-397	37229	-631	36598	-1525
w tym w mieszkaniach	37601	-212	37389	-285	37104	-410	36694	-652	36042	-1559
Liczba gospodarstw domowych:										
ogółem w tys.	13855	745	14600	480	15080	180	15260	-11	15249	1394
na 100 mieszkań	115,5	115,7	115,9	114,5	113,1	110,1	107,2	103,6	100,0	-15,5
Liczba mieszkań:										
ogółem w tys.	12000	600	12600	730	13330	910	14240	1010	15250	3250
na 1 tys. ludności	319	328	337	348	359	373	388	405	423	104
Przeciętna liczba osób na:										
1 gospodarstwo domowe	2,71	2,64	2,56	2,51	2,46	2,43	2,40	2,38	2,36	-0,35
1 mieszkanie	3,13	3,05	2,97	2,87	2,78	2,68	2,58	2,47	2,36	-0,77
Średnia pu w m ² na:										
mieszkanie	71	73	74	76	78	80	83	87	90	19
osobę	23	24	25	27	28	30	32	35	38	15
Zasoby mieszkaniowe w mln m ² pu	864,8	69,9	934,7	104,2	1038,9	135,3	1174,2	195,4	1369,6	504,8
Mieszkania oddane do użytku:										
w tys.	115	750	210	1130	300	1610	335	1870	410	5360
na 1 tys. ludności	3,0	3,9	5,5	6,0	8,0	8,6	9,0	10,0	11,0	7,1
w mln m ² pu	12,0	75,0	22,7	113,0	28,5	152,0	31,8	237,5	45,1	577,5
średnia pu w m ²	105	100	108	100	95	95	95	127	130	108
Ubytki mieszkań:										
w tys.	.	150	50	400	110	700	170	860	210	2110
w % stanu mieszkań ogółem	.	0,6	0,2	0,9	0,3	1,6	0,4	3,6	1,0	0,9
w mln m ² pu	.	5,9	1,5	8,8	3,7	16,7	10,4	42,1	12,6	72,7

Ź r ó ł o: Prognoza demograficzna na lata 2005—2030 (2004), GUS, Warszawa; Prognoza makroekonomiczna na lata 2005—2020 (2004), MGIP, Warszawa; M. Gorczyca, *Możliwości poprawy sytuacji mieszkaniowej, w kontekście finansowych uwarunkowań makroekonomicznych oraz zdolności kredytowej gospodarstw domowych* (2005), INE PAN, Warszawa (maszynopis).

Podsumowanie

Obszerny przegląd faktografii wskaźników charakteryzujących rozwój mieszkalnictwa w naszym państwie na tle innych krajów, głównie UE, wskazuje na Polskę jako zdecydowanego „outsidera” rankingu mieszkaniowego. Szczególnie istotne jest to, że „dystans mieszkaniowy” w minionym okresie nie tylko nie zmniejszył się, a wręcz wzrósł.

U podstaw takiego stanu rzeczy leżą następujące przyczyny:

- bardzo niski poziom inwestycji mieszkaniowych,
- wycofywanie się państwa z pomocy dla budownictwa mieszkaniowego i brak klarownej promieszkaniowej strategii rozwoju kraju, popartej adekwatnymi do skali problemu uregulowaniami legislacyjnymi,
- zbyt niskie rozmiary budownictwa socjalnego i społecznego czynszowego, w sytuacji gdy znacząca większość społeczeństwa — wobec zbyt niskich dochodów — nie może sprostać wymogom uzyskania kredytu hipotecznego,
- malejąca pomoc mieszkaniowa, przy rosnących kosztach utrzymania mieszkań oraz zaległościach w opłatach za mieszkanie,
- brak przełożenia wzrostu gospodarczego na stan mieszkalnictwa, o czym świadczy np. 3 razy szybsze tempo wzrostu PKB niż powierzchni użytkowej mieszkań *per capita*,
- rosnące ceny mieszkań, wywołane brakiem planów zagospodarowania przestrzennego i spekulacyjnymi poczynaniami deweloperów oraz producentów materiałów budowlanych, którym państwo nie potrafi przeciwdziałać.

dr hab. Mirosław Gorczyca — Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie

LITERATURA

Annual Bulletin of Housing and Building Statistics for Europe 1950—2004 (2005), United Nations, New York

Eurostat's database, 7 September 2007

Gorczyca M. (2005), *Możliwości poprawy sytuacji mieszkaniowej, w kontekście finansowych uwarunkowań makroekonomicznych oraz zdolności kredytowej gospodarstw domowych*, INE PAN, Warszawa (maszynopis)

Gorczyca M. (2008), *Stan i perspektywy rozwoju mieszkalnictwa w Polsce, na tle wybranych krajów*, Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie (maszynopis)

Gorczyca M. (2008), *Makroekonomiczne uwarunkowania poprawy sytuacji mieszkaniowej ludności Polski w okresie do 2025 r.*, Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie (materiały powielane)

Housing in European Union 2004 (2005), Board of Housing and Planning, Falun

World Statistics Pocketbook 2007 (2007), United Nations, New York

SUMMARY

The paper presents the basic data on the development level of the housing in Poland in comparison to the European and other countries. The project of dwelling construction development for the years 2006—2025 and investment means needed to level the dwelling and household numbers in 2025 as well as dwelling distance reduction to other European countries are presented in the article too. The distance to EU-15 amounts about 50 years (for today).

РЕЗЮМЕ

В статье представляются основные данные об уровне развития жилищного строительства в Польше по сравнению с европейскими и внеевропейскими странами. Представляется также проект объемов жилищного строительства на 2006—2025 гг. и инвестиционных средств для их реализации с целью получения в 2025 г. достижения числа квартир равного числу домашних хозяйств и достижения уменьшения жилищной дистанции по отношению к другим странам Европейского союза. В настоящее время эта дистанция — по отношению к ЕС-15 — составляет около 50 лет.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (marzec 2009 r.)



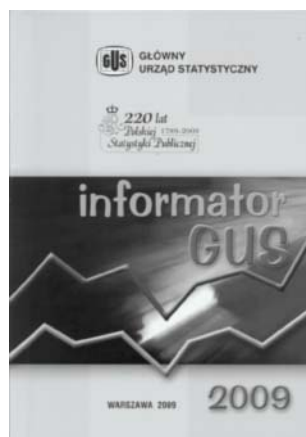
Publikacja „**Analiza sytuacji społeczno-gospodarczej pogranicza polsko-ukraińskiego**” — opracowana przez Podkarpacki Urząd Wojewódzki i Urząd Statystyczny w Rzeszowie — przedstawia wybrane aspekty zjawisk społecznych oraz gospodarczych występujących na pograniczu polsko-ukraińskim, z uwzględnieniem oddziaływania czynników związanych z ruchem granicznym. W opracowaniu podjęto próbę scharakteryzowania pogranicza polsko-ukraińskiego w kontekście nowych uwarunkowań, czyli wejścia Polski do struktur europejskich, w konsekwencji do obszaru Schengen, a na-

stepnie podpisania umowy polsko-ukraińskiej o małym ruchu granicznym umożliwiającej obywatelom ukraińskim przekraczanie granicy w ramach strefy bez posiadania wiz schengenowskich. Podstawę do zawarcia takiej umowy dało rozporządzenie (WE) nr 1031/2006 Parlamentu Europejskiego i Rady z 20 grudnia 2006 r. ustanawiające przepisy dotyczące małego ruchu granicznego na zewnętrznych granicach lądowych państw członkowskich i zmieniające postanowienia Konwencji z Schengen.

Celem publikacji było sformułowanie odpowiedzi, jak nowa sytuacja, wynikająca z podpisania umowy, wpłynęła na rozwój pogranicza polsko-ukraińskiego i życie jego mieszkańców oraz czy procesy, które zachodzą na obszarach transgranicznych mają znaczenie dla rozwoju społeczno-gospodarczego pogranicza.

Opisane w opracowaniu pogranicze zdefiniowano jako obszar jednostek podziału administracyjnego, sięgający nie dalej niż 30 km od wspólnej granicy, przy czym, jeśli część takiej jednostki była położona w odległości między 30 a 50 km od linii granicy została ona uznana również za część strefy przygranicznej.

Kompleksowa obserwacja zjawisk zachodzących na obszarach przygranicznych została ujęta w publikacji w czterech rozdziałach. Zagadnienia te dotyczą m.in. sytuacji demograficznej, ochrony środowiska, podmiotów gospodarki narodowej, rynku pracy, ochrony zdrowia, budżetów gmin czy turystyki. Przedstawiono tu również wyniki badania obrotów towarów i usług w ruchu granicznym na granicy polsko-ukraińskiej, dokonując na ich podstawie delimitacji obszaru oddziaływania granicy. Opisane w opracowaniu zjawiska społeczno-gospodarcze pokazano również na wielu wykresach i mapach. Publikacja zwraca uwagę starannością wydania oraz piękną szatą graficzną.



Wydawany co roku „**Informator GUS 2008**” stanowi kompendium wiedzy o statystyce publicznej. Informator jest adresowany do wszystkich użytkowników statystyki, którzy będą czerpać wiedzę z bogatych zasobów statystyki publicznej.

Wydawnictwo ma na celu ułatwienie poznania statystyki — jej podstaw prawnych, zadań i zasobów informacyjnych oraz przybliżenie sposobu korzystania ze zbiorów danych i wydawnictw statystycznych. Opis portalu informacyjnego pozwala zapoznać się użytkownikom z zakresem i formami usług oferowanych przez GUS.

Zamieszczone w nim adresy, numery telefonów i godziny przyjęć interesantów ułatwią poruszanie się w świecie statystyki.

Oprac. Alina Świdarska

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I kwartał 2009 r.

W I kwartale br. obserwowano dalsze osłabienie dynamiki gospodarczej. Gorsze, od korzystnych przed rokiem i na ogół słabsze niż w ostatnich miesiącach ub. roku, były wyniki uzyskane w okresie styczeń—marzec br. w większości podstawowych obszarów gospodarki. Odnotowano spadek produkcji sprzedanej przemysłu, głębszy niż w IV kwartale ub. roku. Po stopniowo słabnącym w 2008 r. tempie wzrostu, produkcja budowlano-montażowa oraz sprzedaż detaliczna w I kwartale br. były nieco niższe niż w analogicznym okresie ub. roku. Znacznie szybciej niż w poprzednich okresach rosły w ujęciu rocznym ceny producentów w przemyśle, natomiast wolniej — w budownictwie oraz ceny towarów i usług konsumpcyjnych. Wzrost zatrudnienia i przeciętnych wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw również uległ zwolnieniu, w porównaniu z notowanym w II połowie ub. roku. Stopa bezrobocia rejestrowanego w końcu marca br., po raz pierwszy od 2003 r., była wyższa niż przed rokiem. Przebieg podstawowych tendencji w polskiej gospodarce kształtował się korzystniej niż w większości krajów Unii Europejskiej.

W marcu br. utrzymał się spadek w skali roku produkcji sprzedanej przemysłu, ale m.in. ze względu na wpływ czynników sezonowych, był on znacznie mniejszy niż w styczniu i lutym br. (wykres 1). Dalszemu osłabieniu uległa dynamika produkcji budowlano-montażowej w ujęciu rocznym, a sprzedaż detaliczna w drugim z kolei miesiącu kształtowała się poniżej poziomu sprzed roku. Niskiej dynamice w podstawowych obszarach gospodarki towarzyszył spadek przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw spowodowany głównie redukcją zatrudnienia w przemyśle.

Badania koniunktury przeprowadzone w kwietniu br. wskazują na mniej pesymistyczne niż przed miesiącem oceny przedsiębiorców. Lepsze niż w marcu br. są prognozy dotyczące sytuacji finansowej, firmy budowlane i przemysłowe przewidują poprawę w zakresie portfela zamówień i produkcji, a jednostki handlu detalicznego — bieżącej i przyszłej sprzedaży. Negatywne, ale lepsze niż przed miesiącem, są prognozy zatrudnienia.

Na pogłębienie spadku produkcji sprzedanej przemysłu w I kwartale br. (10,0%, wobec 6,3% w IV kwartale ub. roku) wpłynęło przede wszystkim pogorszenie dynamiki w przetwórstwie przemysłowym oraz górnictwie i wydobywaniu. W większości głównych grupowań przemysłowych odnotowano duży spadek, jedynie produkcja dóbr konsumpcyjnych nietrwałych utrzymała się na poziomie nieco wyższym niż przed rokiem. Produkcja budowlano-montażowa w I kwartale br. była o 1,3% niższa od bardzo wysokiej przed rokiem, przy czym spadek nastąpił w przedsiębiorstwach zajmujących się głównie budową budynków (o 6,8%), przy wzroście w pozostałych rodzajach działalności budowlanej (wykres 2). Po stopniowym spowolnieniu tempa wzrostu obserwowanym w kolejnych kwartałach ub. roku, w okresie styczeń—marzec br. sprzedaż detaliczna obniżyła się w ujęciu rocznym (o 1,4%). Spadek odnotowano w czterech grupach o największym udziale w sprzedaży, najgłębszy w jednostkach prowadzących handel pojazdami samochodowymi, motocyklami i częściami oraz paliwami stałymi, ciekłymi i gazowymi. Sprzedaż detaliczna w tych dwóch grupach w marcu br. obniżyła się w mniejszym stopniu niż w dwóch poprzednich miesiącach.

Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w I kwartale br. ukształtowało się na poziomie tylko nieznacznie wyższym niż przed rokiem (o 0,1%,

wobec wzrostu o 3,9% w IV kwartale ub. roku). Wzrost zatrudnienia utrzymał się w większości działalności o charakterze usługowym oraz w budownictwie, natomiast najgłębszy spadek wystąpił w przetwórstwie przemysłowym. Stopa bezrobocia w marcu br. po raz kolejny wzrosła w porównaniu z poprzednim miesiącem (o 0,3 pkt proc. do 11,2%) i przekroczyła notowaną przed rokiem (10,9%) (wykres 3).

W I kwartale br. przeciętne wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw rosły w tempie wolniejszym, zarówno nominalnie (6,3%), jak i realnie (3,2%) niż w IV kwartale ub. roku (w ujęciu rocznym). Po przeprowadzonej w marcu br. waloryzacji, w I kwartale br. tempo wzrostu emerytur i rent brutto w skali roku było zbliżone do obserwowanego w ostatnim kwartale ub. roku.

Ceny towarów i usług konsumpcyjnych w I kwartale br. wzrosły o 3,3% w ujęciu rocznym, tj. wolniej niż w kolejnych kwartałach ub. roku. Najwyższą dynamikę cen konsumpcyjnych nadal obserwowano w zakresie towarów i usług związanych z mieszkaniem oraz cen napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych. Utrzymał się natomiast notowany w całym ub. roku spadek w skali roku cen odzieży i obuwia oraz, obserwowany w ostatnim kwartale ub. roku, cen towarów i usług w zakresie transportu, zwłaszcza cen paliw. Ceny produkcji sprzedanej przemysłu w I kwartale br. rosły w tempie wyraźnie wyższym (5,0%) niż w kolejnych kwartałach ub. roku, najszybciej — w sekcji wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i gorącą wodę, co związane było m.in. z wysokimi podwyżkami cen energii elektrycznej w styczniu br. Ceny produkcji budowlano-montażowej były wyższe niż przed rokiem o 1,8% (wykres 4).

Na rynku rolnym w I kwartale br., przy pogłębiającym się spadku skupu żywca rzeźnego (w skali roku), obserwowano duży wzrost jego cen. Znacznie poniżej poziomu sprzed roku kształtowały się natomiast ceny zbóż i mleka (wykres 5).

W okresie styczeń—luty br. obroty towarowe handlu zagranicznego były mniejsze niż przed rokiem (wykres 6). W rezultacie głębszego spadku po stronie importu niż eksportu poprawiło się ujemne saldo wymiany. Obniżyła się wymiana towarowa ze wszystkimi partnerami unijnymi. Korzystna dynamika obro-

tów produktami rolno-spożywczymi, większa niż przed rokiem, wpłynęła na wzrost udziału tych towarów w wymianie ogółem i poprawę salda.

W okresie styczeń—marzec br. dochody budżetu państwa ukształtowały się na poziomie 66328,3 mln zł, wydatki — 76933,3 mln zł, a deficyt wyniósł 10607,0 mln zł i stanowił 58,3% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2009 r.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych

SPIS TREŚCI

220 LAT POLSKIEJ STATYSTYKI PUBLICZNEJ

Dzień Statystyki Polskiej (oprac. <i>Anatol Kula</i>)	1
Listy gratulacyjne	4, 5
Wystąpienie dra Kazimierza Kruszki prezesa Polskiego Towarzystwa Statystycznego na seminarium naukowym w Warszawie	6

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Natalia Nehrebecka, Sylwia Grudkowska</i> — Wykorzystanie metody <i>epsilon</i> do badania wpływu czynników determinujących opinie konsumentów	7
<i>Sylwia Kosznik-Biernacka</i> — Modelowanie czasu życia chorych na nowo- twory	22

BADANIA I ANALIZY

<i>Jacek Bialek, Artur Mikulec</i> — Analiza wartości jednostek uczestnictwa i stóp zwrotu OFE	36
<i>Jan Czempas, Zofia Majewska</i> — Analiza wyników osiągniętych przez otwarte fundusze inwestycyjne	57

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Marcin Salamaga</i> — Analiza zróżnicowania struktury wydatków gospo- darstw domowych	75
---	----

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Dorota Stachowiak, Małgorzata Stawikowska</i> — Sytuacja demograficzna w miastach europejskich na podstawie programu <i>Audyt miast 2006</i>	87
<i>Mirosław Gorczyca</i> — Rozwój mieszkalnictwa w Polsce na tle wybranych krajów	93

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (marzec 2009 r.) (oprac. <i>Alina Świdorska</i>)	102
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I kwartał 2009 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	104

CONTENTS

220th ANNIVERSARY OF POLISH OFFICIAL STATISTICS

The Polish Statistics Day (by <i>Anatol Kula</i>)	1
Congratulatory Letters	4, 5
The address of Dr Kazimierz Kruszką President of the Polish Statistical Society during the scientific seminar in Warsaw	6

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Natalia Nehrebecka, Sylwia Grudkowska</i> — Using the epsilon method to research the factor influence determining consumer opinions	7
<i>Sylwia Kosznik-Biernacka</i> — Model creation of the life expectancy for cancer patients	22

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Jacek Bialek, Artur Mikulec</i> — The analysis of participation unit and return rate values in Open Pension Funds	36
<i>Jan Czempas, Zofia Majewska</i> — The results analysis of the Open Investment Funds	57

REGIONAL STATISTICS

<i>Marcin Salamaga</i> — The analysis of the household expense diversity	75
--	----

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Dorota Stachowiak, Małgorzata Stawikowska</i> — The demographic situation in the European cities on based on the <i>Urban Audit 2006</i> programme	87
<i>Mirosław Gorczyca</i> — Housing development in Poland in comparison to selected countries	93

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices (March 2009) (by <i>Alina Świdorska</i>)	102
Information on the socio-economic situation of the country, 1 st quarter 2009 (by <i>Analyses and Aggregated Studies Division, CSO</i>)	104

TABLE DES MATIÈRES

220-ÈME ANNIVERSAIRE DE LA STATISTIQUE PUBLIQUE POLONAISE

Jour de la Statistique Polonaise (par <i>Anatol Kula</i>)	1
Lettres de félicitation	4, 5
Exposé de Monsieur Kazimierz Kruszk, Président de l'Association Polonaise de Statistique durant le séminaire scientifique organisé à Varsovie	6

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Natalia Nehrebecka, Sylwia Grudkowska</i> — Application de la méthode <i>epsilon</i> à l'enquête sur l'impact des facteurs déterminant les opinions des consommateurs	7
<i>Sylwia Kosznik-Biernacka</i> — Modélisation relative à l'espérance de vie des malades du cancer	22

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Jacek Bialek, Artur Mikulec</i> — Analyse relative aux valeurs d'unités de participation et aux taux de remboursement des fonds de pension	36
<i>Jan Czempas, Zofia Majewska</i> — Analyse des résultats des fonds d'investissements	57

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Marcin Salamaga</i> — Analyse relative à la différenciation de la structure des dépenses des ménages	75
--	----

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Dorota Stachowiak, Małgorzata Stawikowska</i> — Situation démo- graphique relative aux villes européennes en vertu du programme <i>Audit des villes 2006</i>	87
<i>Mirosław Gorczyca</i> — Développement du logement en Pologne sur le plan des pays choisis	93

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (mars 2009) (par <i>Alina Świdorska</i>)	102
Information sur la situation socio-économique du pays — I trimestre 2009 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, le GUS</i>)	104

СОДЕРЖАНИЕ

220 ЛЕТ ПОЛЬСКОЙ ОФИЦИАЛЬНОЙ СТАТИСТИКИ

День польской статистики (разраб. <i>Анатолий Куля</i>)	1
Поздравительные письма	4, 5
Выступление Казимежа Крушки председателя Польского статистического общества на научном семинаре в Варшаве	6

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Наталия Нэхребецка, Сильвия Грудковска</i> — Использование метода <i>epsilon</i> в обследовании влияния факторов детерминирующих мнения потребителей	7
<i>Сильвия Кошник-Бернацка</i> — Моделирование времени жизни страдающих от рака заболеваний	22

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Яцек Бялэк, Артур Микулец</i> — Анализ значений единиц участия и коэффициентов возврата ОПФ	36
<i>Ян Чемпас, Зофия Майевска</i> — Анализ результатов достигаемых открытыми инвестиционными фондами	57

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Марцин Саламага</i> — Анализ дифференциации структуры расходов домашних хозяйств	75
---	----

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Дорота Стаховиак, Малгожата Ставиковска</i> — Демографическая ситуация в европейских городах на основе программы <i>Urban Audit 2006</i>	87
<i>Мирослав Горчица</i> — Развитие жилищного строительства в Польше на фоне избранных стран	93

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (март 2009 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i>)	102
Информация о социально-экономическом положении страны — I квартал 2009 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	104

S p r o s t o w a n i e

W artykule zamieszczonym w numerze 4/2009 „Wiadomości Statystycznych” pt. *Rynek aukcyjny dzieł sztuki w latach 1989—2007*, na str. 55, w tabl. 2, w kolumnie 4, znalazły się niewłaściwe dane. Prawidłowe dane to: Ogółem — 562913, Obrazy — 471996, Rysunki — 70415, Grafika — 7985; Rzeźba — 11355; Fotografia — 1162.

Ponadto na str. 56, w tabl. 3, w kolumnie 6 — zamiast „przedstawiające kobiety” powinno być „malowane przez kobiety”.

Autor przeprasza Czytelników za pomyłkę.

Do naszych Autorów

Szanowni Państwo!

* W „Wiadomościach Statystycznych” publikowane są artykuły poświęcone teorii i praktyce statystycznej, omawiające metody i wyniki badań prowadzonych przez GUS oraz przez inne instytucje w kraju i za granicą, jak również zastosowanie informatyki w statystyce oraz zmiany w systemie zbierania i udostępniania informacji statystycznej. Zamieszczane są też materiały dotyczące zastosowania w kraju metodycznych i klasyfikacyjnych standardów międzynarodowych oraz informacje o działalności organów statystycznych i Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także rozwoju myśli statystycznej i kształceniu statystycznym.

* W artykułach należy podawać ocenę opisywanych zjawisk oraz wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Teksty nie mogą być publikowane w innych czasopismach.

* **Artykuł** powinien mieć objętość (łącznie z wykresami, tablicami i literaturą) 10—15 stron maszynopisu (format A4, czcionka 12-punktowa, odstępy półtorej linii między wierszami, marginesy 2,5 cm ze wszystkich stron). Należy go dostarczyć pocztą elektroniczną lub na dyskietce oraz w dwóch egzemplarzach jednostronnego wydruku, bez odrębnych poprawek.

* **Wykresy** (w programach Excel lub Corel; wysokość 195 mm, szerokość 126 mm) powinny być załączone na oddzielnych stronach. W tekście trzeba zaznaczyć miejsce ich włączenia. Prosimy także o przekazywanie danych, na podstawie których powstały wykresy. **Tablice** powinny się znajdować w tekście, zgodnie z treścią artykułu.

* **Przypisy** do tekstu należy umieszczać na dole strony, natomiast **notki bibliograficzne** w tekście — podając autora i rok wydania publikacji w nawiasie, np. (Kowalski, 2002). **Literatura** powinna obejmować wyłącznie pozycje cytowane w tekście i być zamieszczona na końcu artykułu w porządku alfabetycznym według wzoru: Kowalski J. (2002), *Tytuł publikacji*, Wydawnictwo X, Warszawa.

* Konieczne jest dołączenie **streszczenia** artykułu (10—20 wierszy) w języku polskim i, jeżeli jest to możliwe, także w językach angielskim i rosyjskim.

* Nadsyłane artykuły mogą być publikowane dopiero po przyjęciu tekstu przez recenzenta i decyzji Kolegium Redakcyjnego.

* Redakcja zastrzega sobie prawo dokonywania w artykułach zmian tytułów, skrótów i przeredagowania tekstu i tablic, bez naruszenia zasadniczych myśli Autora.

* Artykułów niezamówionych redakcja nie zwraca. Materiał nieprzyjęty do druku może być zwrócony na życzenie Autora.

* Uprzejmie prosimy Autorów o podawanie służbowego i prywatnego adresu wraz z numerami telefonów kontaktowych.

ARTYKUŁY ZAMIESZCZONE W „WIADOMOŚCIACH STATYSTYCZNYCH” WYRAŻAJĄ OPINIE WŁASNE AUTORÓW.

KOLEGIUM REDAKCYJNE:

prof. dr hab. Tadeusz Walczak (redaktor naczelny, tel. 0-22 608-32-89, t.walczak@stat.gov.pl),
dr Stanisław Paradysz (zastępca red. nacz.), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nacz.,
tel. 0-22 826-14-28), inż. Alina Świdarska (sekretarz redakcji, tel. 0-22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl),
mgr Jan Berger (tel. 0-22 608-32-63), dr Marek Cierpiał-Wolan (tel. 0-17 853-26-35), mgr inż.
Anatol Kula (tel. 0-668231489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 0-22 608-30-57), dr Grażyna
Marciniak (tel. 0-22 608-33-54), prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz (tel. 0-71 368-03-47), dr hab.
Krystyna Pruska (tel. 0-42 635-51-76), mgr Lucyna Przybylska (tel. 0-22 461-36-11), prof. dr hab.
Bogdan Stefanowicz (tel. 0-22 849-53-95), mgr Małgorzata Żyra (tel. 0-22 608-32-40)

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 347, tel. 0-22 608-32-25
<http://www.stat.gov.pl/pts>

Elżbieta Grabowska (e.grabowska@stat.gov.pl)

RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 0-22 608-34-25), prof. dr hab. Czesław Domański,
mgr Małgorzata Fronk, prof. dr hab. Jan Kordos, dr Tomasz Pawlak, mgr Stanisława Szwałek,
dr Teresa Śmiałowska, prof. dr hab. Kazimierz Zajac

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH



al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel. 0-22 608-31-45.

Informacje w sprawach nabywania czasopism tel. 0-22 608-32-10, 608-38-10.

Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny), Ewa Krawczyńska (skład i łamanie),
Wydział Korekty pod kierunkiem Teresy Chmielewskiej, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

WARUNKI PRENUMERATY REALIZOWANEJ PRZEZ RUCH S.A.

Prenumerata krajowa:

Wpłaty na prenumeratę przyjmują jednostki kolportażowe „RUCH” S.A. właściwe dla miejsca zamieszkania
lub siedziby prenumerującego. Termin przyjmowania wpłat na prenumeratę krajową do 5 każdego miesiąca
poprzedzającego okres rozpoczęcia prenumeraty.

W Internecie <http://www.prenumerata.ruch.com.pl>

Prenumerata opłacana w złotych ze zleceniem wysyłki za granicę:

Informacji o warunkach prenumeraty i sposobie zamawiania udziela „RUCH” S.A. Oddział Krajowej
Dystrybucji Prasy, 01-248 Warszawa, ul. Jana Kazimierza 31/33.

Telefony: 0-22 5328-731, 5328-816, 5328-819, 5328-820.

Infolinia: 0-800-1200-29, wpłaty na konto w banku PEKAO S.A. IV O/Warszawa. Nr 12401053-40060347-
-2700-401112-005 lub w kasie Oddziału.

Dokonując wpłaty na prenumeratę w banku czy też w urzędzie pocztowym należy podać: nazwę naszej firmy,
nazwę banku, numer konta, czytelny pełny adres odbiorcy za granicą, okres prenumeraty, rodzaj wysyłki
(pocztą lotniczą czy zwykłą) oraz zamawiany tytuł.

Warunkiem rozpoczęcia wysyłki prenumeraty jest dokonanie wpłaty na nasze konto.

Terminy przyjmowania wpłat na prenumeratę „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”:

do 05.12 — na I kwartał roku następnego lub na cały rok następny,

do 05.03 — na II kwartał roku bieżącego,

do 05.06 — na III kwartał roku bieżącego,

do 05.09 — na IV kwartał roku bieżącego.
