



z tym może się wydawać, że potrzeba oszczędzania w III – dobrowolnym filarze nabiera coraz większego znaczenia. Celem niniejszej pracy jest zatem znalezienie determinant zmienności prawdopodobieństwa oszczędzania w III filarze systemu emerytalnego, ze szczególnym uwzględnieniem jednej z form – odkładania środków na Indywidualnym Koncie Emerytalnym. Aby zrealizować to zadanie, dokonana zostanie analiza statystyczno-ekonometryczna danych uzyskanych w badaniu panelowym – Diagnozie Społecznej<sup>1</sup>, w trakcie której przeprowadza się kompleksowy wywiad z przedstawicielami i członkami gospodarstw domowych. Pytania zadawane w trakcie ankiety dotyczą bardzo szerokiego zakresu: cech demograficzno-społecznych gospodarstwa, warunków i jakości życia.

W ramach badania panelowego w kolejnych latach od 2003 do 2011 roku przepytano odpowiednio 3949, 3869, 5530, 12352 oraz 12376 gospodarstw domowych z różnych regionów Polski. Osobie ankietowanej w ramach badania zadano pytania dotyczące ogólnych cech gospodarstwa: liczba osób tworzących gospodarstwo, ich łączny, przeciętny, miesięczny dochód, miejsce zamieszkania, główne źródło utrzymania. Dla tematu pracy najistotniejsze okazały się pytania zawarte w dziale F kwestionariusza<sup>2</sup> dotyczącym zasobności majątkowej gospodarstwa domowego:

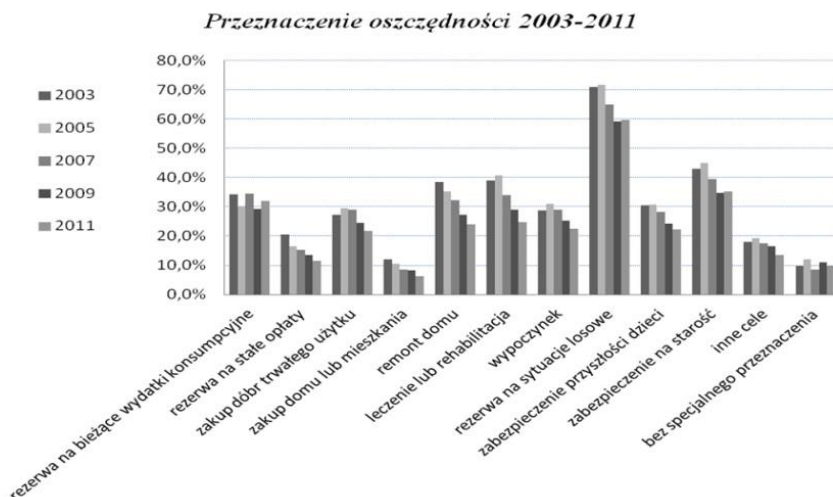
- Czy gospodarstwo domowe posiada jakieś oszczędności?
- Jaka jest forma oszczędności posiadanych przez gospodarstwo domowe? (ankietowani mogli wybrać wiele z zaproponowanych form oszczędzania m.in. lokaty złotówkowe i walutowe, gotówka, fundusze, inwestycje na rynku akcji i obligacji)
- W jakim celu gospodarstwo domowe gromadzi oszczędności?
- Czy gospodarstwo domowe posiada do spłacenia pożyczki lub kredyty?
- Czy w porównaniu do sytuacji sprzed dwóch lat sytuacja materialna gospodarstwa poprawiła się, pogorszyła, czy nie uległa zmianie?

Wyniki diagnozy społecznej pozwalają wykreować obraz zmieniającego się w czasie ostatnich 10 lat społeczeństwa polskiego. W szczególności można przeanalizować skłonność członków tej społeczności do odkładania części dochodu w celu zabezpieczenia przyszłości swojej i swojej rodziny, wyróżnić czynniki wpływające na to, czy gospodarstwo domowe oszczędza, a jeżeli tak, jaką formę wybiera najchętniej. W badanym okresie respondenci przeznaczali swoje oszczędności głównie na zabezpieczenie sytuacji losowych, natomiast cel emerytalny jest porównywalny z przeznaczeniem oszczędności na bieżące cele, remonty czy zdrowie (Wykres 1).

---

<sup>1</sup> Rada Monitoringu Społecznego (2012). Diagnoza społeczna: zintegrowana baza danych. [www.diagnoza.com](http://www.diagnoza.com).

<sup>2</sup> Rada Monitoringu Społecznego (2012) Diagnoza społeczna, kwestionariusze [2003-2011]. [www.diagnoza.com](http://www.diagnoza.com).

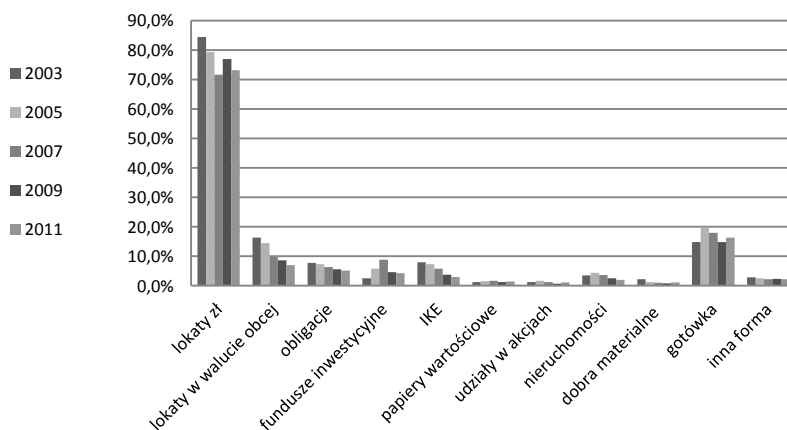


Wykres 1. Przeznaczenie posiadanych oszczędności w latach 2003-2011

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Monitoringu

Wśród gospodarstw oszczędzających, aby poprawić swoją sytuację materialną w okresie poprodukcyjnym, najbardziej popularną formą były tradycyjne lokaty terminowe. Może to świadczyć o niskiej popularności różnych form oszczędzania lub o obawach związanych z ryzykiem wyboru alternatywnych instrumentów.

### **Formy oszczędzania wśród osób zabezpieczających się na czas emerytury**



Wykres 2. Zestawienie form oszczędzania w III filarze w latach 2003-2011

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Monitoringu

Jak przedstawia wykres 2 najchętniej wybieraną formą lokowania środków jest lokata bankowa złotówkowa, względnie słabszym zainteresowaniem cieszy się gotówka. Około 10% badanych osób oszczędzających w III filarze wybiera lokaty w walucie obcej, obligacje, fundusze inwestycyjne lub indywidualne konto emerytalne. Warto zauważyć, że osoby dodatkowo oszczędzające na emeryturę wybierają formy inwestowania o względnie stabilnym zwrocie, nieobarczone wysokim ryzykiem, a dające zyski w dłuższym okresie. Na szczególne zainteresowanie zasługuje indywidualne konto emerytalne, które jest instrumentem stworzonym specjalnie w celu dostarczenia osobie oszczędzającej szerokiego wachlarza różnorodnych form inwestowania dodatkowych środków z przeznaczeniem na zabezpieczenie przyszłości. Tylko około 2% wszystkich badanych wykorzystuje tę formę oszczędzania, a liczba ta maleje z roku na rok. Może to oczywiście wynikać z bardzo krótkiego okresu funkcjonowania tych produktów na rynku lub jest to skutek niskich wyników finansowych tych instrumentów. Biorąc jednak pod uwagę zmiany, o których wspominałem we wstępie, można się spodziewać, że procent ten będzie systematycznie rósł.

Bezpośrednim celem analizy będzie weryfikacja następujących hipotez:

- wysokość i stabilność dochodów gospodarstwa domowego dodatnio wpływa na zainteresowanie oszczędzaniem w celu wyrównania dochodów w okresie emerytalnym;
- dostępność i powszechność oferty różnych form oszczędzania oraz świadomość co do jej znaczenia ma dodatni wpływ na decyzje gospodarstw domowych o oszczędzaniu w trzecim filarze.

Aby zrealizować te cele, podjęto próbę znalezienia czynników wpływających na to, czy gospodarstwo domowe decyduje się na przeznaczenie części swojego dochodu na dobrowolne, dodatkowe oszczędzanie na emeryturę. Zbudowany został model dla zmiennej binarnej oparty na danych zebranych od gospodarstw domowych w latach 2003-2011. Ponieważ zbiór danych jest panelem, te same gospodarstwa były badane w trakcie kilku lat, a zmienna objaśniana jest zmienną binarną, do modelowania zostanie wykorzystany panel logitowy następującej postaci<sup>3</sup>:

$$y_{it}^* = x'_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it}$$

gdzie:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{gdy } y_{it}^* \geq 0 \\ 0 & \text{gdy } y_{it}^* < 0 \end{cases}$$

jest zmienną binarną przyjmującą wartość 1, gdy gospodarstwo domowe deklaruje, że przeznaczeniem posiadanych oszczędności jest zabezpieczenie dochodu w czasie emerytalnym oraz wartość 0 w przeciwnym przypadku (czyli posiadane oszczędności nie są przeznaczane na cele emerytalne).

Błędy losowe w modelu:

- Indywidualny  $u_i$  ma rozkład normalny  $N(0, \sigma_u^2)$ ;
- Czysty błąd losowy  $\varepsilon_{it}$  ma rozkład logitowy o dystrybuancie

$$F(t) = \frac{e^t}{1+e^t},$$

<sup>3</sup> Ciecieląg J., Tomaszewski A., *Ekonometryczna analiza danych panelowych*, WNE, Warszawa 2003.

Natomiast  $x$  jest wektorem zmiennych objaśniających złożonym z następujących zmiennych egzogenicznych:

- *Dochód (Ypercap)*: zmienna ciągła określająca przeciętny poziom dochodu na osobę całego gospodarstwa domowego w roku poprzedzającym badanie. Ponieważ oszczędzanie w trzecim filarze jest dobrowolne, wydaje się, że zmienna ta będzie miała istotne znaczenie dla badanego problemu, dodatnio wpływając na decyzję o dodatkowym zabezpieczeniu emerytalnym;
- *Pożyczki*: zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla gospodarstw domowych posiadających obciążenie kredytowe oraz wartość 0 dla pozostałych;
- *Sytuacja majątkowa*: na podstawie pytania o zmianę ogólnej sytuacji dochodowej gospodarstwa stworzona została dyskretna zmienna przyjmująca jedną z trzech wartości – wartość 1 dla gospodarstw, które subiektywnie odczuwają pogorszenie sytuacji w stosunku do poprzedniego okresu badania, wartość 2 dla tych, których sytuacja nie uległa zmianie oraz wartość 3, dla jednostek, których sytuacja majątkowa poprawiła się. Podejrzewając odmienny wpływ poziomów tej zmiennej na zmienną objaśnianą, dla potrzeb modelu, rozkodowano ją na dwie zmienne binarne: *sył\_maj\_gorsza* (zmienna przyjmuje wartość 1, gdy gospodarstwo odczuwa pogorszenie własnej sytuacji majątkowej oraz wartość 0 w przeciwnym przypadku) i *sył\_maj\_lepsza* (analogicznie: zmienna przyjmuje wartość 1, gdy gospodarstwo odczuwa poprawę sytuacji majątkowej i 0 w przeciwnym przypadku). Jako poziom bazowy uznaje się brak zmiany sytuacji majątkowej gospodarstwa;
- *Rok*: zmienna przyjmująca 5 poziomów – kolejnych lat. Dla potrzeb modelu została rozkodowana na 5 zmiennych binarnych *rok\_1*, *rok\_2*, *rok\_3*, *rok\_4*, *rok\_5*, przy czym *rok\_1* czyli 2003 jest traktowany jako rok bazowy. W wyniku dalszej analizy konieczne okazało się stworzenie nowej zmiennej *krzys08*. Jest to zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla obserwacji z lat po 2007 roku. Ponieważ kryzys światowy miał ujemny wpływ na ogólny poziom życia wydaje się, że powinien powodować mniejszą skłonność do inwestowania w sektorze rynku związanym z dobrowolnymi ubezpieczeniami emerytalnymi;
- *Miejsce zamieszkania*: jest to zmienna dyskretna przyjmująca jeden z 6 poziomów w zależności od miejsca zamieszkania osób tworzących gospodarstwo. Dla potrzeb modelu została ona rozkodowana na zmienne binarne *new\_1*, *new\_2*, *new\_3*, *new\_4*, *new\_5* przyjmujących wartość 1 odpowiednio dla gospodarstw z miast powyżej 500 tys. mieszkańców, 200-500 tys., 100-200 tys., 20-100 tys., do 20 tys. mieszkańców. Jako poziom bazowy uznano mieszkańców wsi. W dalszym etapie analizy, po przeprowadzeniu odpowiednich testów część poziomów zmiennych została połączona. Zmienne te zostały włączone do modelu, aby zbadać tezę, że dostępność informacji i infrastruktury ma dodatni wpływ na decyzję o przeznaczaniu dodatkowych środków na dobrowolne składki emerytalne;
- *Typ biologiczny rodziny*: jest to zmienna dyskretna przyjmująca jeden z 8 poziomów odpowiednio dla rodzin bezdzietnych, z 1 dzieckiem, z 2 dziećmi, z 3 lub więcej potomstwa, rodzin niepełnych, gospodarstw wieloro-

dzinnych oraz gospodarstw nierodzinnych jednoosobowych i nierodzinnnych wieloosobowych. Dla potrzeb modelu zmienna ta została rozkodowana na zmienne binarne: *bio\_1*, *bio\_2*, *bio\_3*, *bio\_4*, *bio\_5*, *bio\_6*, *bio\_7*, *bio\_8* związane z wymienionymi klasami gospodarstw. Jako poziom bazowy uznano gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe. Wydaje się, że gospodarstwa posiadające dzieci mogą mniej chętnie oszczędzać w funduszach emerytalnych z dwóch powodów: po pierwsze mogą liczyć na pomoc dzieci w zachowaniu odpowiedniego poziomu dochodu w latach emerytury, po drugie z powodu wyższych kosztów bieżących związanych z wychowaniem, edukacją i zapewnieniem przyszłości dzieci.

Wyniki pierwszej estymacji modelu przedstawia tabela 1.

Tabela 1. Analiza prawdopodobieństwa oszczędzania w III filarze. Oszacowania modelu

Random-effects logistic regression		Number of obs = 6084			
Group variable: NUMER_GD		Number of groups = 4443			
Random effects u_i ~ Gaussian		Obs per group: min = 1			
		avg = 1.4			
		max = 5			
Log likelihood = -3626.4577		wald chi2(22) = 195.24			
		Prob > chi2 = 0.0000			
filarz	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
yperc	.0003204	.00004	8.00	0.000	.000242 .0003989
pozyczki	-.5136928	.0789588	-6.51	0.000	-.6684492 -.3589364
sytmajgo~a	-.0600883	.1025894	-0.59	0.558	-.2611598 .1409832
sytmajle~a	-.1881984	.0868434	-2.17	0.030	-.3584083 -.0179885
new_1	.5420878	.1355567	4.00	0.000	.2764016 .807774
new_2	.4285191	.1348576	3.18	0.001	.1642031 .6928352
new_3	.3443647	.1591085	2.16	0.030	.0325178 .6562115
new_4	.2099279	.1192934	1.76	0.078	-.0238829 .4437387
new_5	.1831815	.1356519	1.35	0.177	-.0826914 .4490544
zug_1	-.3629777	.1625986	-2.23	0.026	-.681665 -.0442904
zug_3	-.0132876	.1883523	0.07	0.944	-.3558762 .324514
bio_1	1.23013	.5897848	2.09	0.037	.0741733 2.386087
bio_2	.9985102	.5869005	1.70	0.089	-.1517937 2.148814
bio_3	.8439024	.5873973	1.44	0.151	-.3073751 1.99518
bio_4	.9338846	.5986294	1.56	0.119	-.2394075 2.107177
bio_5	1.028916	.5971682	1.72	0.085	-.1415119 2.199345
bio_6	1.158883	.5977528	1.94	0.053	-.0126905 2.330457
bio_7	.6330274	.5966804	1.06	0.289	-.5364447 1.8025
rok_2	-.0421408	.1776629	0.24	0.813	-.3060721 .3903537
rok_3	-.2912404	.1654073	-1.76	0.078	-.6154327 .0329519
rok_4	-.6134242	.151061	-4.06	0.000	-.9094984 -.31735
rok_5	-.6522039	.1526024	-3.68	0.000	-.8612991 -.4631086
_cons	-1.694234	.612063	-2.77	0.006	-.2893856 -.4946129
/lnsig2u	.5353203	.1612305			.2193144 .8513262
sigma_u	1.306903	.1053563			1.115895 1.530605
rho	.3417451	.0362697			.274575 .4159258

Likelihood-ratio test of rho=0: chibar2(01) = 103.39 Prob >= chibar2 = 0.000

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Monitoringu

W wyniku analizy przeprowadzonej na 4443 gospodarstwach domowych posiadających jakiegokolwiek oszczędności w okresie od 2003 do 2011 roku można stwierdzić, że badane zjawisko jest istotne [statystyka Walda wynosi 195,24 i jej  $p=0,000<5\%$ ], tzn. przynajmniej jeden z wymienionych czynników istotnie wpływa na decyzję o rozpoczęciu dodatkowego oszczędzania na emeryturę. 4443 gospodarstwa domowe były badane w okresie od 2003 do 2011 roku, jednak panel jest niebilansowany tzn. nie wszystkie gospodarstwa udzieliły odpowiedzi we wszystkich badanych latach. Minimalna liczba odpowiedzi to 1 rok, ale istnieją gospodarstwa, które brały udział w badaniu i były obecne w trakcie ankiety w całym 5-letnim okresie, co daje średnią liczbę okresów badania gospodarstwa równa 1,4. Odchylenie standardowe błędu indywidualnego wynosiło 1,3 i stanowiło 34,17% całkowitego błędu losowego.

Z wyników estymacji i przeprowadzonych dodatkowych testów można skonstruować następujące wnioski:

- Dochód: wpływa zgodnie z oczekiwaniami – dodatnio na prawdopodobieństwo posiadania dodatkowych oszczędności;
- Posiadanie przez gospodarstwo domowe obciążenia kredytowego determinuje ujemnie jego skłonności do oszczędzania celem zabezpieczenia dochodów w momencie zakończenia pracy zawodowej;
- Pogorszenie sytuacji materialnej gospodarstwa: jednostki, w których status materialny w danym roku w stosunku do sytuacji sprzed dwóch lat pogorszył się nie różnią istotnie od gospodarstw o stabilnym poziomie sytuacji majątkowej ( $z=-0,59$  i  $p=0,558>5\%$ , więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o nieistotności tej zmiennej). Dodatkowo w wyniku przeprowadzonego testu nie ma podstaw ( $\chi^2=4,56$  i  $p=0,10>5\%$ ) do odrzucenia hipotezy, że zarówno pogorszenie, jak i polepszenie sytuacji majątkowej nie ma łącznie istotnego wpływu na decyzję o oszczędzaniu w III filarze:

$$\begin{aligned} (1) & - [\text{filar3}]_{\text{synt\_maj\_gorsza}} + [\text{filar3}]_{\text{synt\_maj\_lepsza}} = 0 \\ (2) & [\text{filar3}]_{\text{synt\_maj\_lepsza}} = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{chi2}(2) & = 4.56 \\ \text{Prob} > \text{chi2} & = 0.1023 \end{aligned}$$

- Gospodarstwa ulokowane w małym mieście (czyli do 20 tys. mieszkańców) nie różnią się w kwestii oszczędzania w trzecim filarze od mieszkańców wsi i jednocześnie mieszkańcy miejscowości od 20 tys. do 500 tys. mieszkańców nie różnią się między sobą w skłonności do oszczędzania w 3 filarze ( $\chi^2=4,75$  i  $p=0,19>5\%$  więc nie ma podstaw do odrzucenia zadanej hipotezy):

$$\begin{aligned} (1) & [\text{filar3}]_{\text{new\_5}} = 0 \\ (2) & [\text{filar3}]_{\text{new\_2}} - [\text{filar3}]_{\text{new\_3}} = 0 \\ (3) & [\text{filar3}]_{\text{new\_2}} - [\text{filar3}]_{\text{new\_4}} = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{chi2}(3) & = 4.75 \\ \text{Prob} > \text{chi2} & = 0.1909 \end{aligned}$$

Gospodarstwa zamieszkujące większe miasta chętniej niż mieszkańcy wsi oszczędzali w otwartych funduszach emerytalnych. Wynik testu pozwala na stworzenie nowych zmiennych określających miejsce zamieszkania gospodarstwa domowego: *miasto\_500plus* oraz *miasto\_20\_500*. Są to zmienne binarne przyjmujące wartość 1, gdy gospodarstwo położone jest odpowiednio w mieście powyżej 500 tysięcy mieszkańców oraz w miastach od 20 do 500 tys. mieszkańców oraz wartość 0 w przeciwnym przypadku.

Poziomem bazowym pozostają łącznie mieszkańcy wsi miasteczek do 20 tys. mieszkańców:

- Źródło utrzymania gospodarstwa domowego ma wpływ na skłonność do oszczędzania w III filarze. Osoby pracujące na własny rachunek (posiadające działalność gospodarczą lub pracujące w wolnych zawodach) nie różnią się statystycznie istotnie od rolników (statystyka

z dla zmiennej *zug3* wynosi 0,07 i jej  $p=0,99>5\%$  więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o nieistotnej różnicy tego parametru od parametru dla poziomu bazowego, czyli dla rolników). Osoby pracujące etatowo różnią się pod tym względem od dwóch pozostałych grup. Wnioski te zmuszają do stworzenia nowej zmiennej binarnej *wlasnyrachunek*, która przyjmuje wartość 1 dla osób pracujących na własny rachunek lub rolników oraz wartość 0 dla gospodarstw pracowniczych;

- Typ biologiczny gospodarstwa w niektórych przypadkach ma wpływ na decyzję o oszczędzaniu w 3 filarze. W wyniku przeprowadzonych testów nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy ( $\chi^2=5,89$  i  $p=0,3167>5\%$ ), że gospodarstwa nierodzinne jednoosobowe nie różnią się od tych wieloosobowych oraz rodziny bez względu na liczbę dzieci (wyłączając te nie posiadające potomstwa) nie różnią się między sobą w skłonności do oszczędzania na czas emerytury:

$$\begin{aligned} (1) & \text{[filar3]bio\_7} = 0 \\ (2) & \text{[filar3]bio\_2} - \text{[filar3]bio\_3} = 0 \\ (3) & \text{[filar3]bio\_2} - \text{[filar3]bio\_4} = 0 \\ (4) & \text{[filar3]bio\_2} - \text{[filar3]bio\_5} = 0 \\ (5) & \text{[filar3]bio\_2} - \text{[filar3]bio\_6} = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{chi2( 5)} &= 5.89 \\ \text{Prob > chi2} &= 0.3167 \end{aligned}$$

W wyniku tego testu do dalszej analizy zostały utworzone dwie nowe zmienne binarne: *bezdietne* (zmienna przyjmująca wartość 1 jeżeli gospodarstwo reprezentuje rodzinę, ale nie posiada potomstwa oraz wartość 0 w przeciwnym przypadku) oraz *rodziny* (zmienna przyjmująca wartość 1 dla rodzin z różną liczbą dzieci i wartość 0 w przeciwnym przypadku). Jako poziom bazowy uznane zostały gospodarstwa nierodzinne:

- Kryzys światowy, który miał ujemny wpływ na decyzje oszczędnościowe gospodarstw. W wyniku przeprowadzonego testu odrzucamy hipotezę, że skłonność do oszczędzania nie zmieniła się w okresie od 2007 do 2011 roku ( $\chi^2=8,46$  i  $p=0,0146<5\%$ ):

$$\begin{aligned} (1) & \text{[filar3]rok\_3} - \text{[filar3]rok\_4} = 0 \\ (2) & \text{[filar3]rok\_3} - \text{[filar3]rok\_5} = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{chi2( 2)} &= 8.46 \\ \text{Prob > chi2} &= 0.0146 \end{aligned}$$

Jednakże test nie pozwala odrzucić hipotezy ( $\chi^2=5,76$  i  $p=0,1239>5\%$ ), że rok 2003, 2005 i 2007 nie różnią się istotnie między sobą w badanej kwestii, ale różnią się od lat 2008-2011 (w trakcie których skłonność do oszczędzania też nie uległa zmianie):



- (1) [filar3]rok\_4 - [filar3]rok\_5 = 0  
 (2) [filar3]rok\_2 - [filar3]rok\_3 = 0  
 (3) [filar3]rok\_2 = 0

chi2( 3) = 5.76  
 Prob > chi2 = 0.1239

Taki wynik testu potwierdza wpływ kryzysu na skłonność do oszczędzania w III filarze. Jednak warto zwrócić uwagę, że konsumenci dopiero po 2008 roku zauważyli kryzys, bo jeszcze w 2007 roku ich skłonność do oszczędzania nie uległa zmianie w stosunku do lat wcześniejszych). W dalszej części analizy zmienne oznaczające kolejne lata zostały zagregowane do zmiennej binarnej *kryzys08*, przyjmującej wartość 1 dla lat 2008-2011 roku i wartość 0 dla lat 2003-2007. Ostatecznie, w wyniku przeprowadzonej procedury estymacyjnej otrzymano następujące efekty wpływu poszczególnych zmiennych egzogenicznych na skłonność do oszczędzania na emeryturę (tabela 2).

Tabela 2. Analiza prawdopodobieństwa oszczędzania w III filarze – wyniki estymacji:  
 ilorazy szans

Random-effects logistic regression		Number of obs	=	6084	
Group variable: NUMER_GD		Number of groups	=	4443	
Random effects u_i ~ Gaussian		Obs per group: min	=	1	
		avg	=	1.4	
		max	=	5	
Log likelihood = -3637.6891		Wald chi2(8)	=	178.92	
		Prob > chi2	=	0.0000	
filar3	OR	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Yperc	1.000327	.0000389	8.41	0.000	1.000251 1.000404
pozyczki	.585635	.0461454	-6.79	0.000	.5018294 .6834361
miaso_500~s	1.580579	.1959312	3.69	0.000	1.239652 2.015267
miaso_2~500	1.274198	.111847	2.76	0.006	1.072803 1.513401
wlasny_rach	1.429549	.1387008	3.68	0.000	1.181985 1.728965
bezdziatne	1.864154	.3055264	3.80	0.000	1.1351991 2.570336
rodziny	1.43792	.2166187	2.41	0.016	1.070295 1.931816
kryzys08	.632049	.0527841	-5.49	0.000	.5366173 .7444523
/lnsig2u	.551573	.1596705			.2386246 .8645214
sigma_u	1.317567	.1051882			1.126722 1.540737
rho	.3454106	.0361018			.278438 .4191348

Likelihood-ratio test of rho=0: chibar2(01) = 106.43 Prob >= chibar2 = 0.000

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Monitoringu

Interpretując uzyskane wyniki można stwierdzić, że:

- Wraz ze wzrostem przeciętnego miesięcznego dochodu gospodarstwa domowego o 100 zł szansa posiadania oszczędności w trzecim filarze wzrasta o 3,2% w stosunku do gospodarstwa o niższym dochodzie. Taki wniosek nie stanowi zaskoczenia i jest zgodny z ogólną teorią ekonomii. Inwestowanie w trzecim filarze jest dobrowolną decyzją konsumenta, więc łatwiej jest podjąć decyzję o tej formie oszczędzania w sytuacji posiadania dodatkowych środków pieniężnych;
- Szansa oszczędzania na emeryturę przez gospodarstwo posiadające obciążenie kredytowe stanowi 58,6% szansy oszczędzania przez gospodarstwo bez takich zobowiązań. Wśród ogółu gospodarstw

domowych posiadających jakiegokolwiek oszczędności fakt posiadania zadłużenia kredytowego ujemnie wpływał na prawdopodobieństwo oszczędzania w III filarze, czyli przeznaczania posiadanych oszczędności na czas emerytury. Wynik ten może być tłumaczony dwojako: po pierwsze obciążenie kredytowe (np. w postaci długoletnich kredytów hipotecznych) realnie zmniejsza siłę dochodu gospodarstwa domowego, co powoduje, że brakuje środków na dodatkowe oszczędzanie na emeryturę. Z drugiej strony posiadanie nieruchomości (na które został wzięty kredyt) może być swego rodzaju zabezpieczeniem przyszłości alternatywnym do oszczędzania, co tłumaczy mniejsze zainteresowanie oszczędzaniem w III filarze;

- Wielkość miasta dodatnio wpływa na oszczędzanie w dobrowolnych funduszach emerytalnych. Mieszkańcy wsi oraz małych miasteczek do 20 tys. mieszkańców nie różnią się pod względem skłonności do oszczędzania w III filarze. Gospodarstwa z miast od 20 tys. do 500 tys. mieszkańców mają o 27,4% wyższe szanse posiadania wspomnianych oszczędności niż gospodarstwa zamieszkujące wsie i małe miasta (do 20 tys. mieszkańców), natomiast gospodarstwa z bardzo dużych miast (o liczbie mieszkańców ponad 500tys) mają te szanse wyższe o około 58% niż gospodarstwa wiejskie i miejskie (z miejscowości do 20 tys. mieszkańców). Wśród mieszkańców małych miast i wsi może nie być tak dużej świadomości konieczności dodatkowego oszczędzania na emeryturę, gdyż wydatki tych osób są mniej zależne od czynników zewnętrznych (często gospodarstwa te mają własne źródła pozyskiwania żywności) oraz mogą różnić się od mieszkańców dużych miast w dodatkowych potrzebach w okresie poprodukcyjnym (np. dotyczących wyjazdów turystycznych itp.). Z drugiej strony osoby mieszkające w dużych miastach częściej korzystają z usług banków, przez co mają szansę zapoznać się z ofertą i zostać zachęczone do zainwestowania wolnych środków w III filarze. W małych miastach i wsiach wiedza dotycząca możliwości oszczędzania w innych formach niż gotówka czy lokata może być ograniczona jedynie do informacji dostarczonych przez media (np. w postaci reklam);
- Gospodarstwa, których głównym źródłem utrzymania jest prowadzenie działalności gospodarczej, nie różnią się pod względem prawdopodobieństwa oszczędzania w III filarze od rolników i jednocześnie mają o prawie 43% większe szanse dodatkowego oszczędzania na starość niż osoby pracujące etatowo. Potrzebę dodatkowego zabezpieczenia można tłumaczyć ryzykiem stabilności dochodów w przypadku prowadzenia własnej działalności lub chęcią uzupełnienia składek bieżących odprowadzanych do pozostałych filarów (w szczególności związanych z obowiązkowym ubezpieczeniem emerytalnym) po to, aby osiągnąć odpowiedni poziom przyszłej emerytury;
- Typ biologiczny gospodarstwa domowego ma szczególny wpływ na oszczędzanie na starość. W trakcie badań okazało się, że małżeństwa nie posiadające dzieci mają o 86% większe szanse oszczędzania na starość niż gospodarstwa nierodzinne, natomiast rodziny, które mają dzieci (przy czym nie ważna jest ich liczba) mają te szanse o 43,7% wyższe. Najmniej chętnie oszczędzały gospodarstwa nierodzinne, co jest zgodne z teorią cyklu życia. Osoby tworzące wspólne gospodarstwo, ale nie rodzinę nie mają motywacji do wspólnego oszczędzania na czas poprodukcyjny – są

nastawione na wzrost bieżącego dochodu i zaspokojenie potrzeb typowo konsumpcyjnych. Znacznie chętniej na emeryturę odkładają gospodarstwa rodzinne – zarówno posiadające dzieci (o 43,7%) jak i te bez potomstwa (o 86%). Wynik ten można wytłumaczyć dwojako. Po pierwsze osoby mające dzieci mają zwiększone wydatki bieżące i ich skłonność do oszczędzania na przyszłość może być z tego powodu ograniczana. Z drugiej strony, ze względu na więzy rodzinne szczególnie na wsi i w małych miejscowościach członkowie gospodarstw mogą nie odczuwać bardzo silnej konieczności oszczędzania na starość licząc na przyszłą pomoc rodziny;

- Kryzys światowy, który rozpoczął się w 2007 roku spowodował, że w kolejnych latach (czyli w całym okresie od 2008 do 2011) szansa posiadania oszczędności w III filarze spadła o prawie 37% w stosunku do szansy sprzed tego zdarzenia. Gospodarstwa domowe były badane w latach od 2003 do 2011 roku. W tym czasie nastąpił ogólny kryzys zapoczątkowany w 2007 roku w USA, który istotną zmianę zachowań konsumenckich spowodował w Europie w 2008. Powstaje pytanie, czy ogólna makroekonomiczna sytuacja może mieć wpływ na decyzje podejmowane na poziomie gospodarstwa domowego. Wyniki badań świadczą o tym, że takie zdarzenie ma zdecydowany, ujemny wpływ na oszczędności emerytalne. Wytłumaczenie tego faktu może być dwukierunkowe. Po pierwsze, pogorszenie sytuacji gospodarczej oznacza większe trudności ze zdobyciem czy utrzymaniem pracy. Znaczenia nabiera element niepewności co do bieżącej sytuacji, w związku z czym oszczędzanie na czas emerytury ma mniejsze znaczenie niż zabezpieczenie bieżących potrzeb. W skrajnej sytuacji może się okazać, że gospodarstwa już nie stać na odkładanie pieniędzy z przeznaczeniem na lepszy komfort życia na emeryturze. Z drugiej strony zawirowania na światowych rynkach finansowych mają znaczący wpływ na rezultaty osiągnięte przez fundusze emerytalne – stopa zysku jest zwykle niewielka, często osiąga jedynie poziom minimalny stóp procentowych, co może skutecznie zniechęcać osoby inwestujące do oszczędzania w takiej formie.

## Podsumowanie

W polskim systemie emerytalnym, osoby, które nie chcą pogarszać swojego poziomu życia w momencie przejścia na emeryturę, muszą przeznaczать część dotychczasowego dochodu na oszczędności związane z zapewnieniem odpowiedniego poziomu życia w przyszłości. Głównym czynnikiem determinującym decyzję o oszczędzaniu na emeryturę jest ogólna chęć zabezpieczenia swojej przyszłości w wieku dojrzałym. W wyniku przeprowadzonego badania otrzymano kilka istotnych wniosków dotyczących tendencji w oszczędzaniu na emeryturę.

Podsumowując, warto jeszcze raz podkreślić, że badania zostały przeprowadzone na poziomie gospodarstwa domowego, czyli na danych zagregowanych. W sytuacji braku dokładnych informacji o członkach gospodarstwa, wyniki dotyczące determinantów prawdopodobieństwa oszczędzania w III filarze mogą odbiegać od tych, uzyskanych na poziomie pojedynczej jednostki. O ile wpływ ogólnego poziomu dochodu wydaje się bezsprzeczny, to na decyzję o dodatkowym oszczędzaniu we współczesnym społeczeństwie, w którym więzy rodzinne ulegają osłabieniu, instytucja małżeństwa czy samej rodziny nie jest już

tak stabilna, decyzja o ulokowaniu oszczędności w otwartych funduszach emerytalnych staje się bardziej indywidualna i może być uwarunkowana czynnikami takimi, jak poziom wykształcenia, wiek, płeć respondenta czy przebieg dotychczasowej pracy. Na poziomie gospodarstw domowych badanie pozwoliło potwierdzić tezę, że skłonność do oszczędzania w III filarze zależy dodatnio od poziomu dochodu i jego stabilności. Również dodatnio zależy od dostępności oferty i świadomości osób co do jej znaczenia dla dochodu w czasie emerytalnym oraz ujemnie od ogólnej sytuacji gospodarczej w kraju. Dodatkowo badanie wykazało wpływ związków rodzinnych na decyzję o oszczędzaniu na starość.

Bardzo ciekawa wydaje się analiza kolejnych odsłon diagnoz społecznych Rady Monitoringu Społecznego przeprowadzona w obliczu istotnych zmian w systemie emerytalnym, których jesteśmy obecnie świadkami. Można oczekiwać, że wzmożona dyskusja nad zmianami w systemie wraz z niepokojącymi sygnałami ekonomicznymi i demograficznymi zwiastującymi istotne trudności z pokryciem potrzeb emerytalnych korzystnie wpłynie na zachowania konsumentów polegające na poszukiwaniu różnych form oszczędzania i kumulacji środków na przyszłe potrzeby – zapewnienie komfortowych warunków życia w wieku poprodukcyjnym.

## Bibliografia

- Bańbuła P., *Oszczędności i wybór międzyokresowy – podejście behawioralne*, Materiały i studia NBP. Zeszyt nr 208, 2006.
- Begg D., Fischer S., Dornbusch R., *Ekonomia, Tom 1*, PWE, Warszawa 1993.
- Cieciela J., Tomaszewski A., *Ekonometryczna analiza danych panelowych*, WNE, Warszawa 2003.
- Edwards S., Edwards A., *Economic Reforms and Labor Markets: Policy Issues and Lessons from Chile*, NBER Working Paper No. W7646, 2000.
- Harasim J., *Oszczędzanie i inwestowanie w teorii i praktyce*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne Oddział Katowice, Katowice 2010.
- Liberda B., *Determinanty oszczędzania w Polsce*, Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa 1999 nr 28.
- Liberda B., *Oszczędzanie w gospodarce polskiej – teorie i fakty*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Dom Wydawniczy Bellona, Warszawa 2000.
- Mankiw N.G., *Macroeconomics*, wyd. 3, Chapter 151.
- Nowak A.Z., Ryc K., *Oszczędności w okresie transformacji*, <http://www.ce.uw.edu.pl/>.
- Nowy system emerytalny w Polsce wpływ na krótko- i długoterminowe perspektywy gospodarki i rynków finansowych*, [https://www.nbportal.pl/library/pub\\_auto\\_B\\_0001/KAT\\_B2150.pdf](https://www.nbportal.pl/library/pub_auto_B_0001/KAT_B2150.pdf).
- Okólski M., *Demografia: podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa 2005.
- Pension schemes and pension projections in the EU-27 Member States, 2008-2060*. European Commission (DG ECFIN) and the Economic Policy Committee (AWG).
- Reisen H., *Pensions, Savings and Capital Flows*, Edward Elgar Publishing, 2000.
- Romer D., *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000.

- Rószkiewicz M., *Oszczędzanie. Postawy i zachowania polskich gospodarstw domowych wobec oszczędzania*, Wydawnictwo Aureus, Kraków 2008.
- Rytelewska G., Kłopocka A., *Wpływ czynników demograficznych na poziom i strukturę oszczędności gospodarstw domowych w Polsce*, Bank i Kredyt Vol. 41 No. 1, 2010.