

Małgorzata Rószkiewicz

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

**ZALEŻNOŚĆ STOPY OSZCZĘDZANIA WZGLĘDEM
ZAAWANSOWANIA W CYKLU ŻYCIA
ORAZ STATUSU SPOŁECZNO-EKONOMICZNEGO
– PODEJŚCIE WIELOPOZIOMOWE**

1. Wstęp

Klasyczny model cyklu życia Modiglianiego i Brumberga [Modigliani, Brumberg 1954] definiuje dwie podstawowe determinanty zmienności stopy oszczędzania, tj. wiek oraz poziom bieżącego dochodu. W myśl tej koncepcji podstawą oszczędzania jest stabilność wzorca konsumpcji (hipoteza dochodu permanentnego Friedmana [Friedman 1957]) oraz nieprzewidywalne wahanie dochodu bieżącego w czasie. Koncepcja ta nie znajduje pełnego potwierdzenia w obserwacjach empirycznych. Postuluje się jej modyfikację, rozszerzając zbiór determinant stopy oszczędzania o czynniki z natury rzeczy subiektywne, a związane z percepcją rzeczywistości społeczno-ekonomicznej i z oczekiwaniami ekonomicznymi [Shefrin, Thaler 1988], które mają swe źródło w odmiennościach pozycji społeczno-ekonomicznej jednostek. Umocowanie dla uwarunkowań związanych z pozycją społeczno-ekonomiczną można znaleźć w teorii społecznych reprezentacji Moscovicio [Moscovici 1988]. Odmienności grup społecznych stanowią bowiem według Moscovicio podłoże różnicowania się tzw. społecznych reprezentacji doświadczanych przez wszystkie grupy zdarzeń i obiektów, a tym samym różnicowania się zachowań będących reakcją na te zdarzenia bądź obiekty. W myśl tej koncepcji różnicowanie się stopy oszczędzania może być wynikiem odmienności społecznych reprezentacji konsumpcji, oszczędności i oszczędzania. Jeśli hipoteza ta jest prawdziwa, to odnotowywane w badaniach empirycznych odstępstwa od modelu cyklu życia, szczególnie względem uwarunkowań demograficznych, powinny być wyjaśniane przez różnice w profilach ekonomicznych i społecznych jednostek. Pozycja społeczno-ekonomiczna jednostek, warunkująca społeczne reprezentacje konsumpcji i oszczędzania, powinna zatem w kształtowaniu stopy

oszczędzania wchodzić w istotne interakcje z zaawansowaniem w cyklu życia. Celem artykułu jest próba identyfikacji postaci zależności stopy oszczędzania deklarowanej przez polskie gospodarstwa domowe wobec determinant postulowanych przez teorie ekonomiczne, takich jak wiek i dochód, a także przez koncepcje socjologiczne rekomendujące wśród tych determinant pozycję społeczną. Hipotezę tę poddano weryfikacji na podstawie dwóch badań ankietowych przeprowadzonych wśród reprezentatywnych grup polskich gospodarstw domowych dla lat 2004 i 2006¹. Przedmiotem badania była deklarowana przez głowy gospodarstw domowych stopa oszczędzania w roku, pod koniec którego zrealizowano badanie. Posłużono się wielopoziomowym modelem regresji liniowej. W pierwszej części artykułu krótko scharakteryzowano podejście wielopoziomowe w modelowaniu zależności korelacyjnych wraz z procedurami estymacji parametrów modelu, w drugiej zaś przedstawiono wyniki tego podejścia do estymacji dwupoziomowego modelu regresji stopy oszczędzania względem wieku (zmienna poziomu pierwszego) oraz pozycji społeczno-ekonomicznej (zmienna poziomu drugiego).

2. Podejście wielopoziomowe

W podejściu wielopoziomowym zbiór danych ma strukturę hierarchiczną podobnie do wyników prób wielostopniowych pobranych z populacji o złożonej strukturze. Jak już wspomniano, na każdym poziomie mogą być definiowane zmienne właściwe zdefiniowanym tam jednostkom [Goldstein 1999; Kret, de Leeuw 1998; Snijders, Bokser 1999]. W podejściu dwupoziomowym z dwiema zmiennymi niezależnymi zmienna zależna Y jest obserwowana wśród J klas, z których każda liczy n_j jednostek. Obserwowane wartości zmiennej zależnej to y_{ij} , gdzie j określa klasę, i zaś określa jednostkę w tej klasie. Oceniany jest wpływ na zmienną Y zmiennych niezależnych X i Z . Przy czym zmienna X jest obserwowana na poziomie jednostek badania, a zmienna Z na poziomie klas. W proponowanym modelu od klasy zależy zarówno poziom zmiennej zależnej, jak i wpływ zmiennej niezależnej na zmienną zależną. Wyjaśnienie zmienności tych współczynników odbywa się za pomocą zmiennej niezależnej Z obserwowanej jedynie na poziomie klas. Zależności te można zapisać w postaci układu równań, w którym pierwsze równanie jest modelem zależności zachodzących na pierwszym poziomie, pozostałe dwa zaś określają zależności na poziomie drugim:

¹ Badania zrealizowano w ramach grantu Komitetu Badań Naukowych 1 H02B 004 26 z 2004 r. oraz badania statutowego 03/S/0073/06. W 2004 r. badaniem objęto 1305 gospodarstw domowych, a w 2006 r. 1320 gospodarstw. Wykonania tych badań terenowych podjęła się Fundacja Centrum Badań Opinii Społecznej. W każdym z tych cykli badawczych respondentem była głowa gospodarstwa domowego, a wywiady przeprowadzano w miejscu zamieszkania respondenta. Analizę wyników przeprowadzono, wykorzystując oprogramowanie w pakiecie komputerowym SPSS ver. 14.0. W ocenie istotności wyników uwzględniono wielkość prób oraz fakt, iż w każdym cyklu badawczym zastosowano dobór próby dwustopniowy, warstwowy. Prezentowane wyniki w większości przypadków spełniają kryterium błędu względnego poniżej 15% [Zasępa 1991, s. 42].

$$\begin{aligned}
 Y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{1j} + e_{ij} \\
 \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_j + u_{0j} \\
 \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11} Z_j + u_{1j},
 \end{aligned}$$

gdzie:

- β_{0j}, β_{1j} – parametry (odpowiednio wyraz wolny oraz współczynnik regresji) modelu pierwszego poziomu regresji liniowej uzależniającego zmienną Y od zmiennej X ,
- e_{ij} – składnik losowy modelu pierwszego poziomu, o którym zakłada się, że jego wartość średnia wynosi zero i ma stałą wariancję w każdej klasie,
- γ_{00}, γ_{01} – parametry (odpowiednio wyraz wolny oraz współczynnik regresji) modelu regresji liniowej uzależniającego wyraz wolny modelu pierwszego poziomu od zmiennej Z ,
- γ_{10}, γ_{11} – parametry (odpowiednio wyraz wolny oraz współczynnik regresji) modelu regresji liniowej uzależniającego współczynnik regresji modelu pierwszego poziomu od zmiennej Z ,
- u_{0j}, u_{1j} – składniki losowe równań modelu drugiego poziomu.

Powyższy model można również przedstawić w postaci jednego równania:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10} X_{ij} + \gamma_{01} Z_j + \gamma_{11} X_{ij} Z_j + u_{1j} X_{ij} + u_{0j} + e_{ij}.$$

Składniki losowe u_{0j} oraz u_{1j} mają rozkłady o wartości średniej równej zeru i wariacje równe odpowiednio $\sigma_{u_0}^2$ i $\sigma_{u_1}^2$ oraz kowariancję różną od zera. Są one niezależne względem składnika losowego e_{ij} . Składnik modelu ($\gamma_{00} + \gamma_{10} X_{ij} + \gamma_{01} Z_j + \gamma_{11} X_{ij} Z_j$) wyraża warunki (parametry) ustalone i jest określany mianem ustalonej lub zdeterminowanej części modelu. Składnik pozostały ($u_{1j} X_{ij} + u_{0j} + e_{ij}$) wyraża warunki zakłóceń losowych i jest określany mianem losowej lub stochastycznej części modelu. Składnik ($X_{ij} Z_j$) odnosi się do warunku interakcji, która ujawnia się zmiennym współczynnikiem regresji zmiennej Y względem zmiennej X ze względu na warunki określone przez zmienną Z . Jest to interakcja międzypoziomowa wyrażana równaniem prostej regresji jednej zmiennej.

Model wielopoziomowy jest uzasadniony, jeśli w przypadku danych grupowanych wartości w grupach są mniej zróżnicowane niż pomiędzy grupami, co podważa założenie o niezależności obserwacji. Zakres „zależności” może być wyrażony współczynnikiem korelacji międzyklasowej (międzygrupowej). W modelu regresji wielopoziomowej, podobnie jak w modelu regresji prostej, przyjmuje się założenia o normalności i liniowości.

3. Procedury estymacyjne

Najpopularniejszą metodą estymacji parametrów modelu wielopoziomowego jest metoda największej wiarygodności. Estymatory uzyskane tą metodą są asymp-

totycznie efektywne. Dla dużych prób pozwalają utrzymać założenia o normalności. W modelach regresji wielopoziomowych można konstruować dwa rodzaje funkcji wiarygodności, w ramach tzw. pełnej metody największej wiarygodności (FML) oraz ograniczonej metody największej wiarygodności (RML) [Hox 2002; Snijders, Bokser 1994]. W przypadku FML współczynniki regresji traktuje się jako ustalone (stałe), lecz o nieznanych wartościach, składniki wariancji zaś są przedmiotem estymacji. W przypadku RML oszacowanie składników wariancji ma miejsce po usunięciu efektów stałych z modelu. Inne metody estymacji stosowane w modelach regresji wielopoziomowych to uogólniona metoda najmniejszych kwadratów, ponadto rekomendowane są uogólniona metoda estymacji równań, metody bootstrapowe oraz podejście bayesowskie.

4. Wyniki

W podjętej analizie wpływu interakcji statusu społeczno-ekonomicznego i czynników demograficznych na stopę oszczędzania za wskaźnik uwarunkowań demograficznych związanych z upływem czasu odnoszący się do zawansowania w cyklu życia przyjęto wiek głowy gospodarstwa domowego, a za wskaźnik uwarunkowań społeczno-ekonomicznych jednowymiarową zmienną² agregującą poziom dochodu, poziom wykształcenia i pozycję społeczno-zawodową głowy gospodarstwa domowego. Skonstruowana w procedurze analizy korespondencji zmienna opisująca status społeczno-ekonomiczny gospodarstwa domowego charakteryzowała się dostateczną jakością i miała dobre własności w diagnozowaniu tego statusu³. Posłużenie się zmiennymi ciągłymi stworzyło możliwość modelowania zależności stopy oszczędzania względem obu rozważanych czynników według formuły modelu regresji.

Wartości współczynnika korelacji Pearsona dla stopy oszczędzania oraz wyróżnionych jej dwóch głównych determinant w kolejnych cyklach badawczych, z uwzględnieniem korelacji zarówno prostej, jak i cząstkowej, podają w wątpliwość zasadność analizy wrażliwości stopy oszczędzania pod wpływem wieku głowy gospodarstwa domowego. Wartości korelacji zarówno prostej, jak i cząstkowej, przy wyeliminowaniu oddziaływania statusu społeczno-ekonomicznego, okazały się bardzo niskie (korelacja prosta: $-0,11$ w 2004 r. i $-0,132$ w 2006 r., korelacja cząstkowa $-0,12$ w 2004 r. i $-0,042$ w 2006 r.). Dlatego też by rozstrzygnąć rolę tego czynnika w kształtowaniu stopy oszczędzania, w modelowaniu zależności stopy oszczędzania względem statusu społeczno-ekonomicznego oraz wieku głowy

² Przyjęto zasady konstrukcji zmiennej skalującej status społeczno-ekonomiczny według podejścia zaproponowanego przez Górniaka [Górniak 2000, s. 79-93].

³ Współczynnik inercji przyjął wartość odpowiednio 58,8% dla danych z 2004 r. oraz 65% dla danych z 2006 r. W obu badanych latach odnotowano wyższe wartości średnie zmiennej skalującej status społeczno-ekonomiczny w grupach gospodarstw domowych o relatywnie wyższym średnim miesięcznym dochodzie na osobę oraz o wyższym poziomie wykształcenia głowy gospodarstwa domowego, a także w takich grupach gospodarstw, w których głowa pełni funkcje kierownicze, jest samodzielnym specjalistą lub utrzymuje się z pracy na rachunek własny.

gospodarstwa domowego poddano ocenie tezę, iż oddziaływanie tych determinant ma charakter hierarchiczny.

Istotność wariancji międzyklasowej stopy oszczędzania oraz oszacowane na jej podstawie wartości współczynnika korelacji międzyklasowej, przy założeniu, że klasy wyznacza status społeczno-ekonomiczny głowy gospodarstwa domowego, potwierdziły hipotezę głoszącą, że struktura zależności stopy oszczędzania względem wieku głowy gospodarstwa domowego jest dwupoziomowa. Wartość tego współczynnika potwierdziła hipotezę, iż oddziaływanie wieku, opisane hipotezą cyklu życia, ulega modyfikacji w zależności od statusu społeczno-ekonomicznego głowy gospodarstwa domowego. Oszacowane wartości tego współczynnika w procedurze tzw. modelu zerowego regresji wielopoziomowej dla kolejnych cykli badawczych zestawia tab. 1.

Tabela 1. Wyniki estymacji współczynnika korelacji międzyklasowej w modelu zerowym procedury regresji wielopoziomowej dla stopy oszczędzania względem pozycji społeczno-ekonomicznej głowy gospodarstwa domowego

Efekt	Współczynnik dla efektu stałego lub wariancja dla efektu losowego	Błąd standardowy	Krytyczny poziom istotności
2004			
Wyraz wolny	5,215044	0,929365	0,000
Wariancja na poziomie gospodarstwa domowego	66,072955	2,591265	0,000
Wariancja na poziomie grupy wyznaczonej statusem społeczno-ekonomicznym	34,446956	9,129424	0,000
Niedopasowanie modelu zerowego: $-2\ln L = 9638,911$			
Współczynnik korelacji międzygrupowej		0,3427	
2006			
Wyraz wolny	4,781945	0,424838	0,000
Wariancja na poziomie gospodarstwa domowego	57,868055	2,489705	0,000
Wariancja na poziomie grupy wyznaczonej statusem społeczno-ekonomicznym	26,709290	4,388093	0,000
Niedopasowanie modelu zerowego: $-2\ln L = 9635,546$			
Współczynnik korelacji międzygrupowej		0,316	

Źródło: opracowanie własne.

Najwyższe dopasowanie do danych empirycznych i istotne oceny parametrów uzyskano w formule modelu dwupoziomowego z losowym wyrazem wolnym i losowym współczynnikiem regresji, przy założeniu skorelowania współczynnika regresji z wyrazem wolnym. Oznacza to, że w tych latach status społeczno-ekonomiczny głowy gospodarstwa domowego miał nie tylko wpływ na poziom stopy oszczędzania, ale również na jej wrażliwość względem wieku głowy gospodarstwa domowego. W każdym z oszacowanych modeli wyraz wolny wyraża średnią stopę oszczędzania (w %). Ponieważ efekty losowe opisywane są przez zmien-

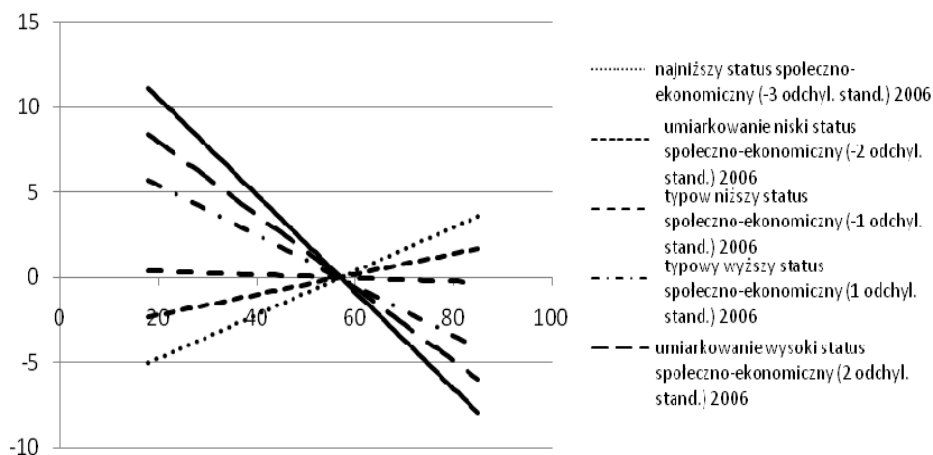
ne, co do których przyjmuje się, że ich wartość średnia wynosi 0, a ich odchylenia standardowe opisywane są przez przeciętne odchylenia parametrów modelu (błędy standardowe) w zależności od przynależności do klasy definiowanej przez status społeczno-ekonomiczny, można wyznaczyć podstawowe modele regresji opisujące zależność stopy oszczędzania względem wieku głowy gospodarstwa domowego przy zadanej zmienności statusu społeczno-ekonomicznego głowy gospodarstwa. Podstawą wyznaczenia tych klas były kolejne krotności odchyłeń standardowych wyznaczające granice dla typowych ($\pm 1 \times$ odchylenie standardowe), umiarkowanie niskich i umiarkowanie wysokich ($\pm 2 \times$ odchylenie standardowe) oraz najniższych i najwyższych ($\pm 3 \times$ odchylenie standardowe) wartości zmiennej opisującej status społeczno-ekonomiczny. Parametry tych modeli zestawia tab. 2.

Tabela 2. Oszacowane parametry modeli regresji stopy oszczędzania względem wieku głowy gospodarstwa domowego przy uwzględnieniu moderowania tej zależności przez status społeczno-ekonomiczny głowy gospodarstwa

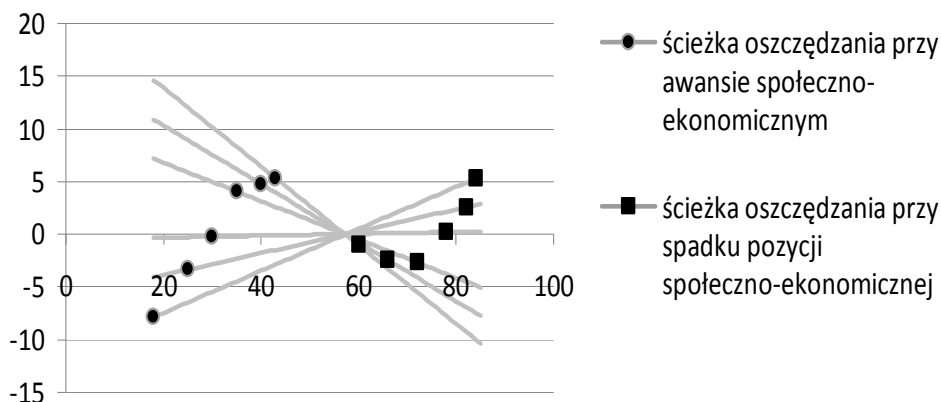
Graniczne wartości zmiennej opisującej status społeczno-ekonomiczny głowy gospodarstwa domowego:	2004		2006	
	wyraz wolny	współczynnik regresji	wyraz wolny	współczynnik regresji
Najniższe (-3 odchyl. stand.)	-11,412	0,199	-7,348	0,129
Umiarkowanie niskie (-2 odchyl. stand.)	-5,951	0,104	-3,420	0,060
Typowe niższe (-1 odchyl. stand.)	-0,490	0,009	0,508	-0,009
Typowe wyższe (1 odchyl. stand.)	10,433	-0,182	8,363	-0,147
Umiarkowanie wysokie (2 odchyl. stand.)	15,894	-0,278	12,291	-0,215
Najwyższe (3 odchyl. stand.)	21,355	-0,373	16,218	-0,284

Źródło: opracowanie własne.

Oceny współczynników modeli regresji uzyskane dla danych z lat 2004 i 2006 wskazują, że status społeczno-ekonomiczny głowy gospodarstwa domowego określał nie tylko poziom stopy oszczędzania, ale również siłę oddziaływania wieku głowy gospodarstwa na poziom tej stopy, a także kierunek tej zależności. Wśród gospodarstw domowych o relatywnie niskim statusie społeczno-ekonomicznym wiek okazał się stymulantą stóp oszczędzania. Przy czym wzrost wieku głowy gospodarstwa domowego tym silniej stymulował stopę oszczędzania, im niższy był status społeczno-ekonomiczny głowy gospodarstwa. Z kolei wśród gospodarstw domowych o relatywnie wyższym statusie społecznym w obu latach, i w roku 2004, i 2006, relacja ta przyjęła odwrotną postać. Im wyższy był status społeczno-ekonomiczny głowy gospodarstwa, tym silniejszą destymulantą stopy oszczędzania okazywał się wiek głowy gospodarstwa domowego. W tym wypadku wzrost wieku głowy gospodarstwa tym silniej ograniczał stopę oszczędzania, im wyższy był status społeczno-ekonomiczny gospodarstwa. Oszacowane dla danych z 2006 r. modele stopy oszczędzania względem wieku wykreślono na rys. 1.



Rys. 1. Regresje stopy oszczędzania względem wieku głowy gospodarstwa domowego przy różnym statusie społeczno-ekonomicznym gospodarstwa w całym cyklu życia
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 2. „Ścieżka oszczędzania” gospodarstwa domowego w cyklu życia przy założeniu awansu społeczno-ekonomicznego w tym czasie
Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane rozwiązania pozwalają wykreślić przykładową „ścieżkę oszczędzania” w warunkach polskich gospodarstw domowych przy założeniu pełnego zakresu awansu społeczno-ekonomicznego, tzn. od grupy o najniższym statusie do grupy o statusie najwyższym, oraz ścieżkę przy założeniu, że np. w okresie emerytalnym następuje odwrócenie kierunku awansu społecznego, czyli następuje pogorszenie statusu gospodarstwa. Ten przykładowy przebieg „ścieżek oszczędzania” gospodarstwa domowego w warunkach polskich ilustruje rys. 2.

5. Dyskusja

Wykorzystanie podejścia wielopoziomowego w modelowaniu stopy oszczędzania polskich gospodarstw domowych pozwoliło osiągnąć dwa cele. Po pierwsze, uwzględnienie odmiennych poziomów oddziaływania wyróżnionych determinant pozwoliło zredukować znacznie nieprzewidywalność stopy oszczędzania jako efektu oddziaływania zmiennych demograficznych i społeczno-ekonomicznych. Wydaje się zatem, że takie podejście do wyjaśniania zmienności stopy oszczędzania daje lepsze rezultaty niż podejście nierozróżniające poziomów oddziaływania poszczególnych determinant. Po drugie, uzyskane rozwiązanie wyjaśnia, w jakim stopniu czynniki demograficzne i społeczno-ekonomiczne stymulują i destymulują oszczędzanie w gospodarstwach domowych. Wytyczone na podstawie danych empirycznych trajektorie wskazują, że w im młodszy wiek głowy gospodarstwa domowego osiąga ono wyższy status społeczno-ekonomiczny, tym wyższą stopę oszczędzania realizuje. Im bardziej szanse na awans społeczno-ekonomiczny maleją wraz z wiekiem, tym niższa stopa oszczędzania może być realizowana w późniejszym okresie. Zachowania wobec oszczędzania ulegają bowiem dostosowaniu do wzorca wyznaczonego przez właściwe nowej grupie społecznej reprezentacje oszczędności, oszczędzania i konsumpcji.

Literatura

- Friedman M. (1957), *A theory of consumption function*, Princeton University Press, Princeton.
- Goldstein H. (1999), *Multilevel statistical models*, Institute of Education, London.
- Górnjak J. (2000), *My i nasze pieniądze*, Aureus, Kraków.
- Hox J. (2002), *Multilevel analysis. Technique and applications*, Lawrance Erlbaum Associates, Publishers, Mahwah-London,.
- Kret I., de Leeuw J. (1998), *Introduction multilevel modeling*, SAGE Publication Ltd., London-Thousand Oaks-New Delhi,.
- Modigliani F., Brumberg R. (1954), *Utility analysis and the consumption function: an interpretation of the cross-section data*, [w:] K. Kurihara (red.) *Post-Keynesian economics*, New Brunswick, NJ: Rutgers U. Press,.
- Moscovici S. (1988), *Notes towards a description of social representation*, „European Journal of Social Psychology” no 8, s. 211-250.
- Shefrin H.M., Thaler R.H. (1988), *The behavioral life-cycle hypothesis*, „Economic Inquiry” vol. XXVI, October, s. 609-643.
- Snijders T.A.B., Bokser R.J. (1994), *Modeled variance in two-level models*, „Sociological Methods & Research no 22, s. 342-363.
- Snijders T.A.B., Bokser R.J. (1999), *Multilevel analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling*, SAGE Publication Ltd., London-Thousand Oaks-New Delhi.
- Zasępa R. (1991), *Zarys metody reprezentacyjnej*, seria: Biblioteka Wiadomości Statystycznych, t. 39, GUS, Warszawa.

**MULTILEVEL APPROACH TO ANALYSIS OF SOCIAL POSITION
AND ADVANCEMENT IN FAMILY LIFE CYCLE IMPACTING
CHANGES IN THE SAVINGS RATE OF POLISH HOUSEHOLDS**

Summary

The paper aimed at identifying effects of the coincidence of socio-economic status and advancement of family life cycle on the saving rate. The multilevel regression model for data from two empirical surveys was used. These results show that the socio-economic status is a crucial factor that explains variability of the saving rate, moderating its sensitivity to the demographic factors as defined in the economic theory.