

*Elżbieta Nosal-Szczygieł*

Studia Doktoranckie Wydziału Finansów

# Predykcja poziomu oszczędności gospodarstw domowych na podstawie analizy ich wielkości w latach 1999–2008

## 1. Wprowadzenie

Celem niniejszego artykułu jest wskazanie prognozy dla poziomu oszczędności gospodarstw domowych. Predykcja tej wartości zostanie przeprowadzona na podstawie danych obejmujących 40 okresów kwartalnych z lat 1999–2008. Analiza danych empirycznych zostanie poprzedzona prezentacją głównych zagadnień teorii finansów dotyczących oszczędności gospodarstw domowych. W artykule podjęto próbę przeprowadzenia weryfikacji hipotezy, jaka nasuwa się po wstępnej analizie materiału empirycznego, a mianowicie że tempo przyrostu poziomu oszczędności gospodarstw domowych wykazywać się będzie systematycznym spadkiem.

W artykule zostaną zaprezentowane najważniejsze zagadnienia teoretyczne dotyczące tak rozległego zjawiska, jakim są oszczędności gospodarstw domowych, oraz model ekonometryczny oparty na szeregach czasowych.

## 2. Oszczędności gospodarstw domowych w świetle teorii finansów

Oszczędności gospodarstw domowych w tradycyjnym rozumieniu stanowią różnicę między dochodem, a wydatkami na konsumpcję<sup>1</sup>. W wielu definicjach uwypukla się to zagadnienie w kontekście decyzji o odroczeniu konsumpcji na

<sup>1</sup> B. Szopa, *Zmiany dochodów ludności w Polsce na tle uwarunkowań systemowych*, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków 2005, s. 129.

przyszłość<sup>2</sup>. W ciągu lat zmianie ulegały główne założenia dotyczące przyczyn powstawania i kształtowania się poziomu oszczędności gospodarstw domowych. Poszukiwanie głównych determinant zmian wielkości oszczędności nie dało spójnego rezultatu. Jednakże różnorodne efekty uzyskiwane zarówno w wyniku teoretycznych rozważań, jak i na podstawie badań empirycznych potwierdzają tylko dużą złożoność zjawiska. W tabeli 1 przedstawiono główne założenia wybranych teorii dotyczących oszczędności.

Należy zauważyć, że niektóre z prezentowanych teorii nie wykluczają się nawzajem. Kilka z nich nawiązuje do wcześniejszych założeń, jednak uwypuklając nowe tezy. Teoria M. Friedmana oraz F. Modiglianiego i A. Ando wychodzą z takiego samego założenia, że głównym motywem oszczędzania jest chęć wyrównania konsumpcji w ciągu całego życia. Jednakże M. Friedman uzależnia konsumpcję i oszczędności od dochodu permanentnego uzyskiwanego w tzw. nieskończoność, zaś A. Ando i F. Modigliani, zakładając skończony okres trwania życia, wskazują, że kumulacja oszczędności zostanie wykorzystana w wieku emerytalnym. Dodatkowo wskazują oni na wiele czynników demograficznych oraz zróżnicowanie wielkości uzyskiwanego dochodu, które wygładza konsumpcję w długim okresie. Ponadto teoria dochodu relatywnego nawiązuje do teorii Keynesa z uwypukleniem założenia o nacisku na dokonywanie racjonalności wyboru przez gospodarstwo w powiązaniu z czynnikami psychologicznymi i socjologicznymi.

Jak wspomniano, oszczędności są tą częścią dochodu, która nie jest wydatkowana na spożycie. Do opisu tej kategorii ekonomicznej stosuje się zapis różnicy między dochodem rozporządzalnym a wydatkami, obejmującej salda między<sup>3</sup>:

- wpłaconymi i pobranymi lokatami bankowymi, a także zakupionymi i sprzedanymi papierami wartościowymi,
- zaciągniętymi i spłaconymi pożyczkami i kredytami,
- pożyczkami pieniężnymi udzielonymi i zwróconymi innym gospodarstwom domowym,
- wpłaconymi składkami i otrzymanymi świadczeniami z tytułu ubezpieczeń na życie,
- zakupem, remontem i modernizacją majątku rzeczowego oraz sprzedażą majątku rzeczowego i użytowanymi artykułami konsumpcyjnymi.

---

<sup>2</sup> E. Mansfield, *Microeconomics*, W.W. Norton and Company, New York, London 1991, s. 492; E.J. Solberg, *Microeconomics for Business Decisions*, D.C. Heath and Company, Lexington, Massachusetts Toronto 1991, s. 199.

<sup>3</sup> A. Cudowska-Sojko, A. Dzun, *Skłonność do oszczędzania jako determinanta wielkości i struktury oszczędności gospodarstw domowych w Polsce [w:] Zachowania decyzyjne podmiotów gospodarczych*, red. D. Kopycińska, Printgroup, Szczecin 2006, s. 146.

Tabela 1. Założenia wybranych teorii oszczędzania

Nazwa teorii oszczędności	Twórcy	Główne założenia
Teoria Keynesowska (1936)	J.M. Keynes	Wraz ze wzrostem dochodów absolutnych (łączych) gospodarstw domowych, wydatki na konsumpcję maleją, a tym samym, poziom oszczędności wzrasta. Głównymi motywami oszczędzania są według J. M. Keynesa: ostrożność, chęć skorzystania z wyższej stopy procentowej, chęć zwiększenia dobrobytu, potrzeby niezależności, przedsiębiorczość, pozostawianie spadku, skąpstwo. Głównym obszarem badawczym były zależności między dochodem, konsumpcją a oszczędnościami. Wraz ze wzrostem dochodu, udział wydatków konsumpcyjnych maleje, co oznacza, że poziom oszczędności wzrasta.
Teoria ekwiwalentności <sup>a</sup> (1974)	D. Ricardo, R. Barro	Poziom oszczędności konsumentów uzależniony jest od poziomu oszczędności rządu, którego spadek powinien zostać zrekompensowany właśnie oszczędnościami gospodarstw domowych. Opiera się to na założeniu racjonalnego postępowania konsumentów, którzy spodziewając się wzrostu deficytu budżetowego, a co za tym idzie – wzrostu podatków, zwiększają poziom swoich obecnych oszczędności. Gospodarstwa, które planują w długiej perspektywie, powinny zatem dostosować wielkość swojej konsumpcji i oszczędności do deficytu rządowego.
Teorie neoklasyczne		
Teoria dochodu permanentnego (1957)	M. Friedman	Opiera się na założeniu wynikającym z mikroekonomicznej teorii wyboru międzyokresowego, że konsumenci maksymalizują użyteczność poprzez odpowiednią alokację dochodów w czasie swojego życia, dążąc do wyrównania konsumpcji. Uwzględniają oczekiwania przyszłych dochodów oraz spodziewanej stopy zwrotu z oszczędności. Stąd też wzrost gospodarczy powoduje wzrost oszczędności. Optymalną alokację strumienia konsumpcji otrzymuje się poprzez pożyczanie lub oszczędzanie. Według tej teorii o poziomie konsumpcji oraz oszczędności nie decyduje dochód rzeczywisty, ale stały (permanentny). Oszczędności (czyli tzw. <i>dochód przejściowy</i> ) stanowią różnicę między dochodem bieżącym a stałym, dlatego też gospodarstwo domowe dostosowuje wielkość swoich wydatków do dochodu stałego, jaki spodziewa się uzyskać w dłuższym okresie. Badana jest zatem wielkość konsumpcji w danym czasie, która uzależniona jest od przewidywanego realnego dochodu z pracy i aktywów gospodarstwa, które przynoszą dochód w odniesieniu do stałej stopy procentowej. Jeśli gospodarstwo przewiduje zwiększenie dochodu permanentnego, tym samym powinno zwiększyć bieżącą konsumpcję, co skutkuje obniżeniem się udziału oszczędności w dochodzie bieżącym.

cd. tabeli 1

Nazwa teorii oszczędności	Twórcy	Główne założenia
Teoria cyklu życia (1963)	F. Modigliani, A. Ando	Opiera się na tych samych założeniach co teoria dochodu permanentnego, ale podkreśla, że dochody konsumentów są względnie niskie na początku i na końcu życia. Przyjmuje się jednak, że konsumenci będą dążyć do utrzymania konsumpcji na względnie stałym poziomie lub też, że będzie ona wzrastała. Stąd też wynika, że poziom oszczędności zmieniać się będzie przede wszystkim pod wpływem zmiany w cyklu życia konsumentów, gdzie przykładowo oszczędności osiągną swój maksymalny poziom, kiedy konsumenci osiągną tzw. średni wiek. Analiza wielkości oszczędności uwzględnia zatem podstawowy czynnik, jakim jest wiek członków gospodarstwa domowego. Stopa oszczędności jest niezależna od uzyskiwanego dochodu <i>per capita</i> członków gospodarstwa, gdyż wynika z różnicy życiowych dochodów osób pracujących i niepracujących.
Teorie psychologiczne i socjologiczne		
Teoria dochodu relatywnego (1949)	J.S. Duesenberry	Teoria ta opiera się na dostrzeżonej prawidłowości, że w sytuacji, kiedy dochody konsumentów wzrastają proporcjonalnie do przeciętnego dochodu w ich otoczeniu, to skłonność do konsumpcji obniża się. Skutkuje to wzrostem oszczędności przeznaczonych na wydatki w przyszłości, by za ich pomocą zademonstrować poziom spożycia otoczeniu. Konsumenci, których dochody są niższe od średniego ich poziomu, wykazują się większą relacją konsumpcji do dochodu, która wynika z efektów naśladowczych. W tej teorii dostrzega się możliwość wystąpienia tzw. efektu rygla, polegającego na finansowaniu konsumpcji z oszczędności, a nie jej ograniczaniu w przypadku spadku dochodów. Stąd też konsumpcja reaguje później na obniżenie dochodów. Skłonność do oszczędzania w danym gospodarstwie domowym jest funkcją pozycji gospodarstwa domowego w podziale dochodów, która wykazuje dodatnią korelację między tymi dwoma czynnikami.
Teoria psychologiczno-socjologiczna <sup>b</sup> (1972, 1975, 1989)	G. Katona, B. Strumpel, W.F. Van Raaij	Opiera się na założeniu, że nie występują u konsumentów trwałe aspiracje lub preferencje. Te ostatnie spowodowane są różnorodnymi czynnikami. Dlatego też oszczędzanie uzależnione jest od dwóch podstawowych czynników: zdolności oraz chęci do oszczędzania. Gospodarstwo domowe pomimo posiadanej zdolności do oszczędzania, jaka wynika z uzyskiwanego dochodu, musi wykazywać także chęć, silną wolę oraz determinację do podjęcia takiego zobowiązania. Uzależnia się tu wpływ czynników socjologicznych na wielkość i możliwość kreowania oszczędności.

cd. tabeli 1

Nazwa teorii oszczędności	Twórcy	Główne założenia
Teoria behawioralna		
Teoria ekonomicznej samokontroli (1981)	H. Shefrin, R. Thaler	Oszczędności gospodarstw domowych powstają w wyniku wewnętrznego konfliktu konsumenta, który musi wybrać między długo- a krótkookresową perspektywą odniesienia w swoich preferencjach. Ograniczając egoistyczne pobudki i przedkładanie finansowych korzyści nad racjonalne myślenie długookresowe, a także uwzględniając czynniki zewnętrzne, konsument odkłada część dochodu, stanowiący oszczędności. Powstają one jednak jako rezultat wymuszeń zarówno wewnętrznych danej jednostki, jak i zewnętrznych. Do analizy wielkości oszczędności posłużono się modelem konfliktu, jaki powstaje przy decyzji o wyborze preferencji długo- bądź krótkoterminowych.

<sup>a</sup> Teoria ta, rzadko nazywana jest teorią ekwiwalentności, zazwyczaj nosi nazwę zasady Ricardo-Barro; <sup>b</sup> Teoria ta nie posiada odrębnej nazwy, zaś twórcy nie działali wspólnie. Jednakże ze względu na spójność poglądów można zaklasyfikować te założenia teorii oszczędności jako wspólne. Por.: A. Wildowicz, *Determinanty skłonności do oszczędzania w Polsce w latach 1991–2005* [w:] *Zachowania rynkowe gospodarstw domowych i przedsiębiorstw w okresie transformacji systemowej w Polsce*, red. D. Kopycińska, Katedra Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2006, s. 64.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: B. Liberda, *Oszczędzanie w gospodarce polskiej: teorie i fakty*, PWE, Dom Wydawniczy Bellona, Warszawa 2000, s. 11–27; B. Szopa *Zmiany dochodów ludności w Polsce na tle uwarunkowań systemowych*, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków 2005, s. 130–133; B. Szopa, P. Kawa, J. Kultys, *Oszczędności i rozpiętości dochodowe a dynamika gospodarcza. Interakcje na przykładzie Polski*, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków 2007, s. 55–76; A. Wildowicz, *Determinanty skłonności do oszczędzania w Polsce w latach 1991–2005* [w:] *Zachowania rynkowe gospodarstw domowych i przedsiębiorstw w okresie transformacji systemowej w Polsce*, red. D. Kopycińska, Katedra Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2006, s. 63–65.

Użyte w powyższym zapisie pojęcie dochodu rozporządzalnego obejmuje z kolei pieniężne i niepieniężne bieżące dochody gospodarstwa domowego (m.in. wartość artykułów otrzymywanych nieodpłatnie oraz spożycia naturalnego), dochody uzyskiwane z działalności gospodarczej, wynagrodzenia oraz inne dochody związane z pracą najemną, dochody z tytułu własności, pomniejszone o podatki od dochodów, spadków i darowizn oraz nieruchomości, ale powiększone o świadczenia z ubezpieczeń społecznych i inne transfery bieżące<sup>4</sup>. Należy zaznaczyć, że dochód ten stanowi podstawę wyliczania poziomu oszczędności, które są wynikiem odejmowania od dochodu rozporządzalnego wielkości wydatków

<sup>4</sup> B. Szopa, *Zmiany dochodów ludności w Polsce...*, s. 133.

konsumpcyjnych oraz pozostałych. Dochód do dyspozycji przeznaczony jest na wydatki na towary i usługi konsumpcyjne oraz przyrost oszczędności<sup>5</sup>. Inaczej ujmując, jest on wielkością dochodu rozporządzalnego po odjęciu opodatkowania<sup>6</sup>. Każde z gospodarstw domowych, kreując określony poziom oszczędności, tworzy równocześnie oszczędności ogólnonarodowe. W ten sposób uzależniając poziom oszczędności od dochodu, czyli tworząc funkcje oszczędności dla poszczególnych gospodarstw domowych, po ich zsumowaniu można otrzymać funkcję oszczędności dla danego kraju. Warto zaznaczyć, że właśnie dlatego skłonność do oszczędzania gospodarstw domowych wpływa na stopę oszczędności krajowych<sup>7</sup>. W najprostszym ujęciu, można stwierdzić, że poziom oszczędności rośnie ze wzrostem dochodów. Jednakże oszczędności, mimo że wykazują korelację z poziomem dochodów w danym okresie, nie są uzależnione tylko od tego czynnika ekonomicznego. Klasycznymi przyczynami oszczędzania są wyróżnione przez J.M. Keynesa motywy: konsumpcyjny, transakcyjny oraz spekulacyjny<sup>8</sup>, ponadto takie motywy, jak: ostrożność, chęć skorzystania z wyższej stopy procentowej, chęć zwiększenia dobrobytu, potrzeby niezależności, przedsiębiorczość, pozostawienia spadku, a także zwykłe skąpstwo<sup>9</sup>. W miarę rozwoju teorii ekonomii i finansów, wyróżniono wiele innych czynników, które sprawiają, że gospodarstwa domowe skłaniają się do oszczędzania. Należy jednak zauważyć, że część tych czynników oddziałuje bardziej intensywnie w określonych warunkach ekonomicznych. Przykładem takim mogłoby być oddziaływanie stopy procentowej na poziom oszczędności. Silny wpływ obserwowany był w czasach, kiedy robotnicy najemni byli opłacani tylko w wysokości zapewniającej im pokrycie kosztów utrzymania. Jedynymi posiadaczami oszczędności byli właściciele przedsiębiorstw, którzy mogli przeznaczyć nieskonsumowany zysk na zwiększenie posiadanych oszczędności. Jednakże oprócz samego oszczędzania, mogli oni przeznaczyć tę wolną część dochodów na potrzeby akumulacji kapitału, czyli inwestycje, które w sposób oczywisty uzależnione były od stopy procentowej<sup>10</sup>. Stąd też zwiększanie oszczędności na potrzeby przyszłej akumulacji kapitału uzależnione było od stopy procentowej. Im była ona wyższa, tych chętniej właściciele środków pieniężnych odkładali je w postaci oszczędności. Pogląd ten ustanowiony

<sup>5</sup> *Budżety gospodarstw domowych 2007*, GUS, Warszawa 2008, s. 14.

<sup>6</sup> S. Owsiak, *Podstawy nauki finansów*, PWE, Warszawa 2002, s. 212.

<sup>7</sup> A. Wilidowicz, *Determinanty skłonności do oszczędzania...*, s. 62.

<sup>8</sup> S. Owsiak, *Podstawy nauki finansów...*, s. 215.

<sup>9</sup> B. Szopa, *Zmiany dochodów ludności w Polsce...*, s. 131.

<sup>10</sup> D. Fatuła, *Efekty dochodowe i naśladowcze w kształtowaniu skłonności do oszczędzania gospodarstw domowych*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, nr 586, Kraków 2002, s. 147.

w ekonomii klasycznej nie sprawdził się w realiach obecnie funkcjonujących gospodarek. Sytuacja, w której wzrost stopy procentowej nie powodował wzrostu poziomu oszczędności, a co ważne poziom ten obniżył się, miała miejsce w Stanach Zjednoczonych w latach 1978–1988, kiedy to stopy procentowe wzrosły z poziomu 2% do 9%, zaś stopa oszczędności zmniejszyła się z 8,5% do 3%<sup>11</sup>. Jedną z ciekawszych determinant oszczędzania jest faza w cyklu rozwoju rodziny. Ogólnie przyjmuje się, że gospodarstwo domowe może w swojej historii przejść przez sześć faz rozwoju<sup>12</sup>. Pierwsza faza to założenie rodziny od zawarcia związku małżeńskiego do chwili urodzenia pierwszego dziecka. W drugą fazę małżeństwo wchodzi, kiedy dzieci są w wieku przedszkolnym. Kolejny etap to małżeństwo z dziećmi w wieku szkolnym, a kiedy dzieci zaczynają osiągać dorosłość można mówić o wejściu w czwarty okres. Piąty etap to pozostawanie we wspólnym gospodarstwie domowym z dorosłymi i samodzielnymi już dziećmi, zaś samotne gospodarstwo domowe po odejściu dzieci z domu tworzy szósty, ostatni etap cyklu życia. W każdym z nich skłonność do oszczędzania uzależniona jest od dynamiki procesów zachodzących w życiu rodzinnym.

Próba usystematyzowania determinantów oszczędzania doprowadziła do podzielenia ich na te o charakterze zewnętrznym oraz na te wewnętrzne, zależne od danego gospodarstwa domowego. Wśród tych o charakterze niezależnym od gospodarstwa domowego kluczowe znaczenie posiada tempo wzrostu PKB, poziom inflacji, czy też wysokość realnych stóp procentowych oraz obciążenia podatkowe i paropodatkowe<sup>13</sup>. Do czynników typowo związanych z danym gospodarstwem domowym, oprócz omówionych wcześniej dochodów do dyspozycji oraz cyklu życia rodziny, zaliczyć można dotychczasowy poziom konsumpcji i osiągnięty standard życia, a także środowisko, w jakim gospodarstwo funkcjonuje. Wszystkie te czynniki powodują, że niezwykle trudno jest dokonać prognozy poziomu oszczędności gospodarstw domowych. Ponadto sama analiza tego zjawiska dostarcza wielu problemów ze względu na trudności pomiarowe. Główne dane odnośnie wielkości oszczędności gospodarstw domowych pochodzą z danych NBP, rachunków narodowych, wyników reprezentacyjnych badań

<sup>11</sup> *Ibidem*, s. 148.

<sup>12</sup> Szerzej na ten temat w pracach: D. Fatuła, *Oszczędności gospodarstw domowych w świetle teorii wyboru i użyteczności*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, nr 543, Kraków 2000, s. 83–84; J. V. Henderson, W. Poole, *Principles of Microeconomics*, Wyd. D.C. Heath and Company, Lexington, Massachusetts Toronto 1991, s. 516. Należy jednak zaznaczyć, że pogląd na kształtowanie się etapu pierwszego należy zrewidować na podstawie statystyki dotyczącej przesunięcia w czasie decyzji o małżeństwie, a co za tym idzie faktu, że obecnie znacznie więcej małżeństw niż w przeszłości zawiera później małżeństwa, stawiając najpierw na rozwój kariery zawodowej i osiągnięcie stabilizacji ekonomicznej.

<sup>13</sup> A. Wilidowicz, *Determinanty skłonności do oszczędzania...*, s. 65.

budżetów gospodarstw domowych oraz różnego rodzaju sondaży i badań ankietowych<sup>14</sup>. Dane z każdego z tych źródeł są różne, a ponadto w obrębie danego źródła zmianie ulega metodologia szacowania mierzonej wielkości. Dotyczy to przede wszystkim sposobu badania gospodarstw domowych przez GUS, który od 1993 r. wykorzystuje zasadę tzw. miesięcznej rotacji polegającą na rejestrowaniu przychodów i rozchodów z jednego tylko miesiąca przez dane gospodarstwo domowe, gdyż w następnym już do badania zaproszono inne. Niesie to ze sobą duże prawdopodobieństwo otrzymania wyników nietypowych.

### 3. Uwagi na temat budowy modelu ekonometrycznego oszczędności opartego na regresji wielorakiej

Budowa modelu ekonometrycznego, na którego podstawie szacowana będzie wielkość strumienia oszczędności gospodarstw domowych, może zostać oparta na albo na modelach regresyjnych albo na analizie trendu. Chociaż można posługiwać się bardziej skomplikowanymi modelami analitycznymi, to jednak z uwagi na dość dużą prostotę budowy tych właśnie modeli są one najczęściej wykorzystywane. W pierwszym wypadku budowa modelu z oszczędnościami jako zmienną zależną wymaga doboru drugiej zmiennej, która będzie objaśniała kształtowanie się zmiennej zależnej. W myśl teorii ekonomii, taką zmienną mógłby być dochód<sup>15</sup>, jednakże przyjęcie takiego założenia byłoby zbyt dużym uproszczeniem oraz narażałoby model na duże obciążenia błędem. Korzystniejszy jest zatem wybór regresji wielorakiej, w której zmienną zależną objaśniają liczne wybrane zmienne niezależne. Ich dobór wynika przede wszystkim ze znajomości założeń teoretycznych, ale także należy wziąć pod uwagę możliwość poznania wpływu nowego czynnika poprzez analizę materiału empirycznego<sup>16</sup>. Przykładowo można przyjąć założenie, że do budowy modelu opartego na regresji wielorakiej wykorzystane zostaną następujące zmienne<sup>17</sup>: oszczędności brutto z okresu poprzed-

<sup>14</sup> B. Szopa, P. Kawa, J. Kultys, *Oszczędności i rozpiętości dochodowe a dynamika gospodarcza. Interakcje na przykładzie Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2007, s. 128–129.

<sup>15</sup> Najczęściej wskazywany jako dochód do dyspozycji.

<sup>16</sup> Przedstawiony w niniejszym punkcie model oparty jest przede wszystkim na hipotezie J.M. Keynesa, choć uwzględnione zostały w nim także zmienne wskazywane m.in. w hipotezie dochodu permanentnego (jako powiązanie dochodu przejściowego oraz spożycia z wielkością oszczędności) oraz zmienne egzogeniczne, których pośredni wpływ na wielkość oszczędności wskazywany jest w literaturze przedmiotu. Por. przypis 19.

<sup>17</sup> Wybór zmiennych składowych badanego modelu nastąpił na podstawie przeglądu literaturowego, w którym zamieszczono wyniki badań analizowanych modeli regresyjnych. Por. R.A. Cohn, B.R. Kolluri, *Determinants of Households Saving in the G-7 Countries; Recent Evidence*, „Applied



niego ( $x_1$ ), dochody do dyspozycji brutto gospodarstw ( $x_2$ ), dochody do dyspozycji brutto z okresu poprzedniego ( $x_3$ ), spożycie indywidualne ( $x_4$ ), dynamika realnego PKB ( $x_5$ ), inflacja ( $x_6$ ) oraz realna stopa procentowa ( $x_7$ ). Należy mieć na uwadze możliwość zachodzenia powiązań między samymi zmiennymi wewnątrz modelu. Korelacje poszczególnych zmiennych przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Korelacje zmiennych modelu oszczędności

	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$	$x_6$	$x_7$	y
$x_1$	1,00000	-0,21067	0,10324	-0,10731	-0,14191	0,12262	0,20711	-0,22552
$x_2$	-0,21067	1,00000	0,90617	0,93533	0,50132	-0,52218	-0,72007	0,03961
$x_3$	0,10324	0,90617	1,00000	0,95960	0,47286	-0,54609	-0,71828	-0,28195
$x_4$	-0,10731	0,93533	0,95960	1,00000	0,51468	-0,54115	-0,76983	-0,29377
$x_5$	-0,14191	0,50132	0,47286	0,51468	1,00000	-0,06393	-0,35258	-0,15400
$x_6$	0,12262	-0,52218	-0,54609	-0,54115	-0,06393	1,00000	0,72623	0,18534
$x_7$	0,20711	-0,72007	-0,71828	-0,76983	-0,35258	0,72623	1,00000	0,25409
y	-0,22552	0,03961	-0,28195	-0,29377	-0,15400	0,18534	0,25409	1,00000

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane korelacje między zmiennymi wskazują na silne powiązania wewnętrzne zmiennych, przy równocześnie niskim poziomie zależności ze zmienną objaśnianą – oszczędności. Przyjmuje się bowiem, że korelacja na poziomie  $0,1 \leq r_{xy} < 0,3$  jest korelacją słabą<sup>18</sup>. W toku dalszych analiz, wykorzystując metodę krokową postępującą doboru zmiennych do modelu, w szóstym kroku analizy uzyskano następujący wynik<sup>19</sup>:

Economics” 2003, Vol. 35, No. 10, s. 1199–1208.; V. Chaturvedi, B. Kumar, R.H. Dholakia, *Inter-relationship between Economic Growth, Savings and Inflation In Asia*, „Working Papers Indian Institute of Management – Research and Publications”, July 2008; R.P. Masson, T. Bayoumi, H. Samiel, *International Evidence on the Determinants of Private Saving*, „International Monetary Fund Working Papers” 1995, No. WP/95/51. Wykorzystano także wyniki badań korelacji stóp oszczędzania z wybranymi czynnikami przeprowadzone przez B. Liberdę. Por. B. Liberda, *Oszczędzanie w gospodarce polskiej, teorie i fakty*, PTE oraz Dom Wydawniczy Bellona, Warszawa 2000.

<sup>18</sup> A. Stanisławski, *Przystępny kurs statystyki z wykorzystaniem programu STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, t. I, Statsoft, Kraków 2000, s. 205.

<sup>19</sup> W nawiasach okrągłych podano statystyki t-Studenta dla uzyskanych wyników, zaś w nawiasach kwadratowych podano wartość współczynnika istotności p. Wartości poszczególnych współczynników standaryzowanych i niestandaryzowanych dla pozostałych zmiennych są następujące:  $x_5$  – dynamika realnego PKB: Beta = -0,10125; wartość parametru w modelu = -425,29; błąd standardowy = 279,28;  $t = -1,5227$ ,  $p = 0,1379$ ,  $x_6$  – Inflacja: Beta = 0,0774; wartość parametru w modelu = 207,66; błąd standardowy = 188,39;  $t = 1,1023$ ,  $p = 0,2788$ ,  $x_7$  – realna stopa procentowa: Beta = -0,00459; wartość parametru w modelu = -10,98; błąd standardowy = 259,39;

$$Y = \begin{matrix} 0,22x_1 & + & 0,98x_2 & - & 0,31x_3 & - & 0,64x_4 \\ (-2,6128) [0,013] & & (15,0560) [0,00] & & (2,2123) [0,034] & & (-6,7581) [0,00] \end{matrix}$$

Po dokonaniu obliczeń z modelu zostały usunięte zmienne  $x_5$  – dynamika realnego PKB,  $x_6$  – inflacja,  $x_7$  – realna stopa procentowa oraz wyraz wolny, gdyż jej wpływ na model był znikomy<sup>20</sup>. Wartość statystyki t-Studenta na poziomie istotności 0,05 wskazywała, że należy odrzucić hipotezę o wpływie analizowanych zmiennych na wartość oszczędności<sup>21</sup>. Oceniając dwie przyjęte zmienne modelu, należy zauważyć, że wzrost dochodów do dyspozycji brutto o 1 mln zł spowoduje wzrost wielkości oszczędności w danej jednostce czasu<sup>22</sup> o około 980 tys. zł (przy pozostałych czynnikach nieulegających zmianie). Wzrost spożycia indywidualnego o 1 mln zł spowoduje z kolei spadek oszczędności prawie o 640 tys. zł. Podobnie też wzrost wartości oszczędności w ubiegłym okresie o 1 mln zł spowodować może wzrost wartości bieżących oszczędności o 220 tys. zł, zaś wzrost dochodów do dyspozycji brutto w okresie poprzednim o 1 mln zł może mieć wpływ na wzrost oszczędności o 310 tys. zł. Zmienne te wyrażone są w tych samych jednostkach miary, zatem można stwierdzić, że silniejszy wpływ na zmienną objaśnianą ma poziom dochodów do dyspozycji brutto<sup>23</sup>. Uzyskane wyniki mogą sugerować, że gospodarstwa chętniej będą przeznaczały dodatkowe jednostki dochodu na przyrost oszczędności, choć należałoby zbadać wpływ wielkości dochodu na poziom spożycia indywidualnego. Szczególnie w tym zakresie ważna wydaje się analiza wpływu jego zasobów już posiadanych przez gospodarstwa oraz dostarczonych w badanym okresie, by można stwierdzić, która z wielkości istotniej oddziałuje na wartość spożycia, a tym samym uzyskać informację czy gospodarstwa finansują konsumpcję z dochodów bieżących czy z oszczędności. Jeśli zatem wzrost konsumpcji o kolejną jednostkę nie wpływa w tak wielkim stopniu na zmniejszenie się wartości oszczędności, można wysunąć hipotezę, że gospodarstwa finansują konsumpcję z bieżącego

$t = -0,0423$ ,  $p = 0,9665$ , wyraz wolny: wartość parametru w modelu = 38603,53; błąd standardowy = 27087,33;  $t = 1,42515$ ,  $p = 0,16410$ .

<sup>20</sup> Model taki zawierać będzie zatem najbardziej istotne zmienne z punktu widzenia dopasowania modelu.

<sup>21</sup> Wartość statystyki  $t$  oraz  $p$  dla odrzuconych zmiennych znajduje się w przypisie 19.

<sup>22</sup> Ponieważ analiza opiera się na danych nieskumulowanych, należy je potraktować jako strumień w wartości dla danej jednostki czasu. Ponieważ w materiale empirycznym wykorzystano dane kwartalne, to wszelkie wielkości dotyczyć będą poziomu wykazywanego w statystyce (tu: NBP i GUS) dla kwartału.

<sup>23</sup> Do takich samych wniosków prowadzi analiza wartości standaryzowanego współczynnika Beta dla zmiennych, który wynosi odpowiednio: 2,79524 dla dochodów do dyspozycji brutto, -1,93981 dla spożycia indywidualnego, -0,8863 dla dochodów do dyspozycji brutto z okresu poprzedniego oraz 0,22283 dla oszczędności brutto z okresu poprzedniego, co wskazuje na silniejszy wpływ poziomu dochodów na wartość oszczędności.

dochodu, który jednak wystarcza też na przeznaczenie jego części na odroczoną konsumpcję. Standardowy błąd estymacji wynoszący 2614,68 oznacza przeciętne odchylenie poziomu oszczędności w analizowanych kwartałach od poziomu teoretycznego, zakładanego przez model. Ujmując to w wartościach rzeczywistych, odchylenie takie wynosi 2614 mld zł. Posługując się miarami dobroci dopasowania modelu do danych rzeczywistych można powiedzieć, że współczynnik korelacji wielorakiej  $R$  wynosi 0,95402334, co oznacza, że korelacja łączna między zmienną objaśnianą  $y$ , a zmiennymi objaśniającymi w modelu:  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$  oraz  $x_4$  jest bardzo wysoka. Współczynnik determinacji wielorakiej  $R^2$  wynoszący 0,91016053, oznacza, że w ponad 91% za zmienność  $y$  odpowiadają zmienne objaśniające użyte w modelu. Wszystkie te informacje wskazują, że w dalszej analizie tego modelu należy zachować szczególną ostrożność. Zbyt wysokie wartości statystyk  $R$  oraz  $R^2$  mogą być spowodowane przez wiele różnych czynników. W analizowanym przykładzie, wydaje się, że kluczowe znaczenie ma nieliniowość analizowanego modelu. Warto zaznaczyć, że nawet statystyka *Skorygowanego*  $R^2$  jest równie wysoka i wynosi 0,89277224, co oznacza, że w 89% analizowane równanie regresji byłoby dopasowane do innej próby z tej samej populacji.

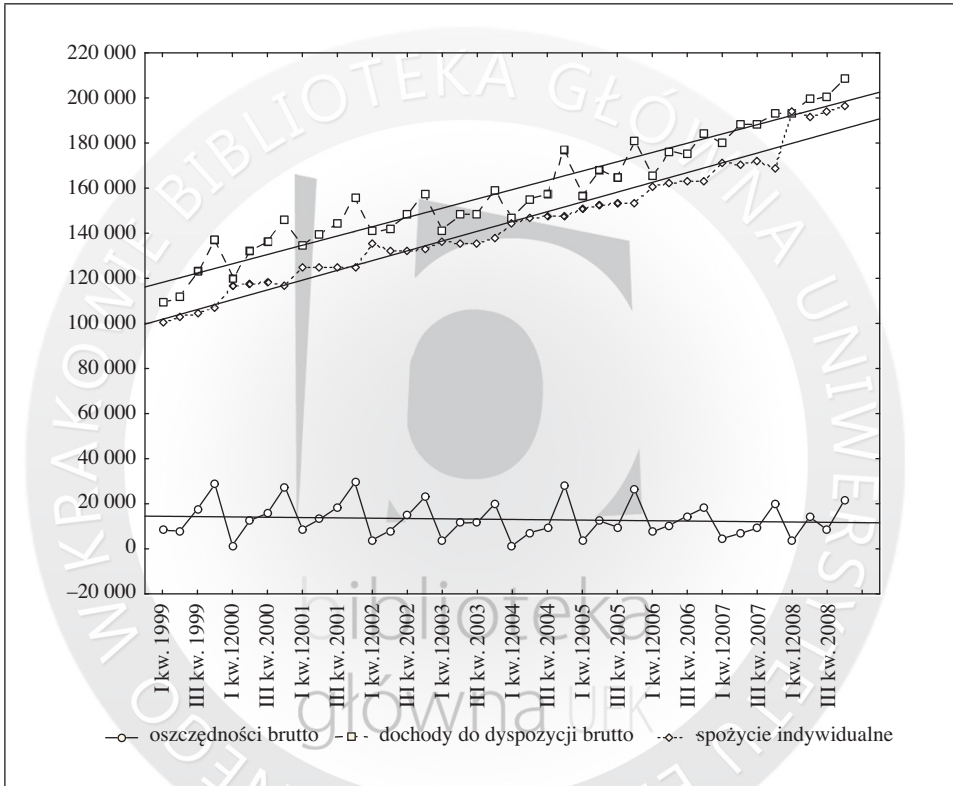
Na podstawie uzyskanych informacji z analizy, mimo wyraźnych przeciwskazań budowy takiego modelu, podjęto próbę predykcji wartości zmiennej objaśnionej  $y$ <sup>24</sup>. Zakładając wartości parametrów na poziomie wartości dla 4 kwartału 2008 r., uzyskano następujący średni wynik prognozy równy 7 968 mln zł dla I kwartału 2009 r., zaś odchylenia w górę i w dół osiągnęłyby poziom 11 799 mln zł oraz 4 147 mln zł. W związku z niską wartością wyjaśniającą takiego modelu, a także małą przydatnością wartości uzyskanej za pomocą predykcji (jeden kwartał do przodu) zdecydowano się zrezygnować z analizy wielowymiarowej na rzecz analizy szeregu czasowego.

#### 4. Predykcja poziomu oszczędności gospodarstw domowych na podstawie modelu ekonometrycznego na podstawie danych kwartalnych z lat 1999–2008

Analiza kwartalnego poziomu oszczędności gospodarstw domowych za lata 1999–2008 oparta została na *Niefinansowych rachunkach kwartalnych według sektorów instytucjonalnych w latach 1999–2008, w cenach bieżących*. Wskazuje ona na systematyczny spadek ich poziomu mimo wzrastającego poziomu dochodów do dyspozycji brutto (rys 1). Jest to zbieżne z założeniami hipotezy dochodu

<sup>24</sup> Główne przeciwskazania budowy takiego modelu to: 1) brak wysokiej korelacji między poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi, dobranymi do modelu a zmienną objaśnianą, 2) wysoka korelacja wewnętrzna zmiennych objaśniających między sobą, 3) wysoki poziom współczynnika korelacji wielorakiej  $R$ , determinacji wielorakiej  $R^2$ , oraz Skorygowanego  $R^2$ .

permanentnego, gdyż w analizowanym okresie nastąpiła wyraźna poprawa sytuacji ogólnej gospodarczej<sup>25</sup>, która mogła zostać odczytana przez gospodarstwa domowe jako zapowiedź zwiększania się potencjalnych wielkości dochodu permanentnego. W takiej sytuacji gospodarstwa zwiększają bieżącą konsumpcję, co skutkuje obniżeniem się udziału oszczędności w dochodzie bieżącym.

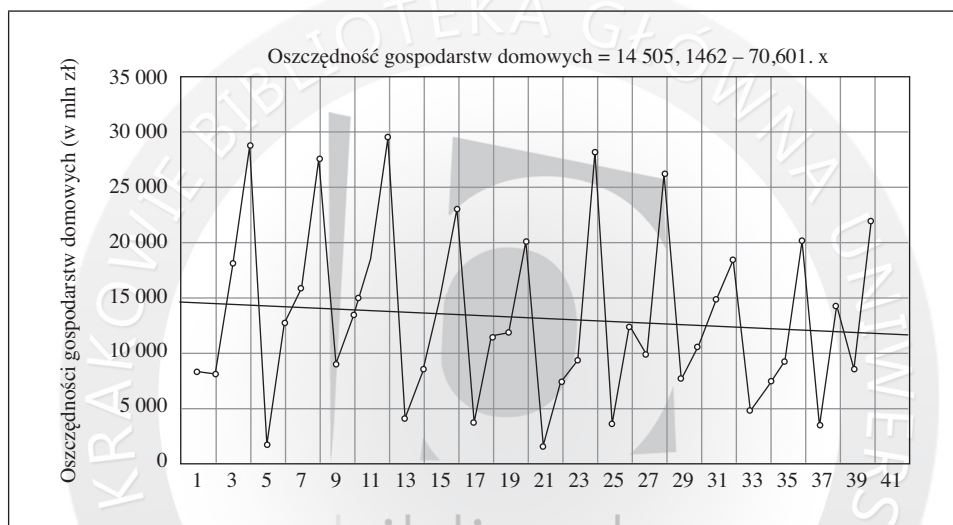


Rys 1. Poziomy dochodów do dyspozycji brutto, spożycia indywidualnego oraz oszczędności gospodarstw domowych w ujęciu kwartalnym w latach 1999–2008 (w mln zł)

Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Niefinansowe rachunki kwartalne według sektorów instytucjonalnych w latach 1999–2007 w cenach bieżących*, GUS, Warszawa 2008.

<sup>25</sup> Lata 1999–2003 jako czas niekorzystnej sytuacji gospodarczej wskazuje w swojej pracy B. Szopa. Publikacja ta wydana w 2005 r. nie obejmowała jednakże zjawisk zachodzących w 2004 i 2005 r., można zatem te dwa lata wskazać jako okres wychodzenia ze niekorzystnej sytuacji ekonomicznej, a dopiero po 2005 r. nastąpił wzrost gospodarczy. Por. B. Szopa, *Zmiany dochodów ludności w Polsce na tle uwarunkowań systemowych*, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków 2005, s. 58.

Równocześnie należy zauważyć, że na poziom oszczędności wpływ mogą mieć jego wartości uzyskiwane przez gospodarstwa już wcześniej, które nie tylko odnoszą się do zasobów oszczędności posiadanych, ale i ich strumienia, jaki gospodarstwa odnotowywały w swoich budżetach<sup>26</sup>. Poziom oszczędności brutto gospodarstw domowych cechuje się pewną sezonowością, gdyż we wszystkich obserwacjach jest on najniższy w I kwartale dla danego roku. Ponadto w wypadku tych wielkości możliwe jest wyodrębnienie trendu (rys 2).



Rys 2. Kwartalny poziom oszczędności gospodarstw domowych brutto za okres 1999–2007

Źródło: jak do rys. 1.

Z analizy rys. 1 i 2 wynika, że poziom oszczędności gospodarstw domowych cechuje się nie tylko sezonowością, ale również wykazuje tendencję spadkową. Ponieważ szereg czasowy dla poziomu oszczędności gospodarstw domowych brutto cechuje się nieregularnym przebiegiem, do prognozy dalszych wartości oszczędno-

<sup>26</sup> Przewidywany wzrost wielkości dochodu permanentnego nie tylko sprzyja zwiększeniu się wielkości konsumpcji – szczególnie w krótkim okresie, którą należałoby interpretować jako chęć zaspokojenia bieżących potrzeb do tej pory nie zaspokojonych – ale także sprzyja wzrostowi optymistycznych oczekiwań co do przyszłości, co gospodarstwa mogą odczytać jako możliwość pojawienia się w swoich budżetach oszczędności (jako wyraz wzbogacania się i możliwości finansowania zwiększonej konsumpcji w przyszłości). W dłuższym okresie może się to przełożyć na wzrost wartości oszczędności, których poziom może ulec zwiększeniu po zaspokojeniu koniecznych potrzeb, o ile równocześnie nie nastąpi zmiana innych czynników czy to ekonomicznych, np. wzrost kosztów utrzymania, czy też społecznych, np. zmiana stylu życia i konsumpcji gospodarstw domowych. Przedstawiona analiza pozwoli ocenić wpływ wcześniejszych wartości oszczędności na ich poziom obecny.

ści należy zastosować modele bazujące na wyrównywaniu wykładniczym szeregów czasowych (*exponential smooting*)<sup>27</sup>. Do metod takich należą przede wszystkim metoda Holta oraz metoda Browna, jednakże nie pozwalają one na równoczesną analizę dwóch ważnych zjawisk: trendu szeregu czasowego oraz jego wahań sezonowych. Stąd też w niniejszej pracy posłużono się modelem P.R. Wintersa uwzględniającym właściwości szeregu czasowego omawianego zagadnienia<sup>28</sup>. Prognozowanie za pomocą tej metody składa się z trzech podstawowych kroków: estymacji trendu, estymacji wskaźnika sezonowości oraz budowy prognozy. Model, jaki podlega predykcji, zapisać można w postaci następującej funkcji (1):

$$Y_t = f(t)S(t) + e_t, \quad (1)$$

gdzie:

$Y_t$  – zmienna podlegająca prognozowaniu (tu: poziom oszczędności gospodarstw domowych brutto),  
 $f(t)$  – przyjęta postać funkcji trendu,  
 $S(t)$  – wskaźnik sezonowy,  
 $e_t$  – reszty (różnice między wartościami rzeczywistymi, a wartościami wygładzonymi zmiennej  $Y$  w okresie  $t$ ).

Budowa prognozy dla poziomu oszczędności gospodarstw domowych została przeprowadzona za pomocą programu statystycznego MINITAB 15, stąd też wszelkie obliczenia pomocnicze zostały pominięte w pracy. Mimo tego faktu, należy zwrócić uwagę na istotną konieczność ustalenia niektórych składowych parametrów budowanego modelu. Ustalona za pomocą metody najmniejszych kwadratów funkcja trendu  $f(t)$  może przybierać różne postacie<sup>29</sup>:

- $f(t)$  jest funkcją stałą:  $Y_t = a_t S(t) + e_t$ ,
- $f(t)$  jest funkcją liniową:  $Y_t = (a_t + b_t t) S(t) + e_t$ ,
- $f(t)$  jest funkcją kwadratową:  $Y_t = (a_t + b_t t + c_t t^2) S(t) + e_t$ .

Dla potrzeb niniejszej analizy wykorzystano przypadek drugi, kiedy funkcja trendu przyjmuje postać liniową (rys. 2). Do oszacowania wartości parametrów  $a_t$  i  $b_t$  stosuje się wzory zawierające tzw. stałe wygładzania:  $\alpha$ ,  $\beta$  oraz  $\gamma$  (2) i (3).

$$a_t = (\alpha y_t / S_{t-N}) + (1 - \alpha) a_{t-1}, \quad (2)$$

<sup>27</sup> A. Malina, *O metodzie prognozowania szeregów czasowych z wahaniami sezonowymi*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej, nr 475, Kraków 1996, s. 29–41.

<sup>28</sup> Szerzej o tej metodzie: D.G. Bails, L.C. Peppers, *Business Fluctuations. Forecasting Techniques and Applications*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey 1982, A. Zeliaś, B. Pawełek, S. Wanat, *Prognozowanie ekonometryczne. Teoria, przykłady, zadania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003.

<sup>29</sup> A. Malina, *O metodzie prognozowania szeregów czasowych z wahaniami sezonowymi*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej, nr 475, Kraków 1996, s. 31.

$$b_t = \beta(a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}, \quad (3)$$

$$(t = n + 1, \dots, n = T - 1).$$

Tabela 3. Oszacowanie parametrów sieciowych oraz weryfikacja empiryczna uzyskanych wyników prognozy

Parametry	Prognoza	Wartość rzeczywista	Różnica	Parametry	Prognoza	Wartość rzeczywista	Różnica
$\alpha, \beta, \gamma = 0,1$	4 891,50	3 232,00	-1 659,50	$\alpha, \beta, \gamma = 0,2$	4 186,40	3 232,00	-954,40
	8 346,20	14 171,00	5 824,80		8 248,50	14 171,00	5 922,50
	10 440,80	8 396,00	-2 044,80		10 149,80	8 396,00	-1 753,80
	18 148,20	21 787,00	3 638,80		19 814,10	21 787,00	1 972,90
$\alpha, \beta, \gamma = 0,3$	3 341,90	3 232,00	-109,90	$\alpha, \beta, \gamma = 0,4$	2 902,50	3 232,00	329,50
	6 426,70	14 171,00	7 744,30		5 393,20	14 171,00	8 777,80
	7 497,30	8 396,00	898,70		6 312,80	8 396,00	2 083,20
	13 798,90	21 787,00	7 988,10		11 266,20	21 787,00	10 520,80
$\alpha, \beta, \gamma = 0,6$	3 296,40	3 232,00	-64,40	$\alpha, \beta, \gamma = 0,9$	3 527,70	3 232,00	-295,70
	6 210,30	14 171,00	7 960,70		7 511,00	14 171,00	6 660,00
	8 469,80	8 396,00	-73,80		11 419,60	8 396,00	-3 023,60
	17 260,00	21 787,00	4 527,00		24 375,00	21 787,00	-2 588,00
$\alpha = 0,4$ $\beta = 0,2$ $\gamma = 0,6$	3570,6	3 232,00	-338,60	$\alpha = 0,6$ $\beta = 0,1$ $\gamma = 0,4$	3364	3 232,00	-132,00
	6411	14 171,00	7 760,00		7256,4	14 171,00	6 914,60
	8269,6	8 396,00	126,40		9618,9	8 396,00	-1 222,90
	16331,2	21 787,00	5 455,80		18941,4	21 787,00	2 845,60
$\alpha = 0,7$ $\beta, \gamma = 0,1$	3 543,50	3 232,00	-311,50	$\alpha, \gamma = 0,1$ $\beta = 0,6$	4 485,60	3 232,00	-1 253,60
	7 672,10	14 171,00	6 498,90		13 737,50	14 171,00	433,50
	10 203,80	8 396,00	-1 807,80		19 122,70	8 396,00	-10 726,70
	18 838,70	21 787,00	2 948,30		24 118,60	21 787,00	-2 331,60

Źródło: opracowanie własne na podstawie wartości prognozy uzyskanej za pomocą pakietu MINITAB 15.

Ich poziom, zawarty w przedziale (0; 1), wskazuje na stopień wpływu ostatnich wartości pomiaru danej zmiennej na budowaną prognozę. Im wartość jest bliższa 1, tym ważniejsze w modelu stają się obserwacje najświeższe, ostatnie w szeregu czasowym. Gdy wartości parametrów są bliższe 0, oddziaływanie wcześniejszych wartości zmiennej wygasa wolniej. Stąd też w wypadku znacznych i nieregularnych zmian trendu w czasie większą wagę należy przywiązywać do najnowszej wartości zmiennej, dlatego też parametry  $\alpha$ ,  $\beta$  oraz  $\gamma$  powinny być zbliżone do 1. Wybiera-

jąc wartość stałych wygładzania, można posłużyć się metodami komputerowymi lub też porównywaniem do wartości rzeczywistych. Ten drugi sposób polega na wybraniu ograniczonej liczby obserwacji, tak by dysponować kilkoma najnowszymi wartościami danej zmiennej i w toku dalszej analizy porównać uzyskane wyniki z rzeczywistymi wartościami. Przyjmując taki tok postępowania, wzięto pod uwagę tylko 36 obserwacji (wyłączając z poszukiwania parametrów obserwacje z czterech kwartałów 2008 r.), a następnie porównano uzyskane wyniki prognozy do rzeczywistych (tabela 3).

Uzyskane w taki sposób wyniki wskazują, że najmniejszy błąd prognozy wystąpi dla parametrów  $\alpha, \beta, \gamma = 0,9$ . Jednakże odnosząc się do wszystkich 40 kwartałów analizowanego okresu, stałe wygładzania poszukiwane metodą sieciową powinny przyjąć wartość  $\alpha = 0,4 \beta = 0,2 \gamma = 0,6$  lub też  $\alpha = 0,6 \beta = 0,1 \gamma = 0,4$ . Wynika to z faktu, że dla takich wartości parametrów sieciowych dopasowanie modelu prognozy jest najlepsze, zaś jej średni % błąd jest najniższy (tabela 4).

Tabela 4. Wyniki sieciowego poszukiwania wartości parametrów  $\alpha, \beta, \gamma$  dla modelu prognozy oszczędności gospodarstw domowych za pomocą metody Wintersa

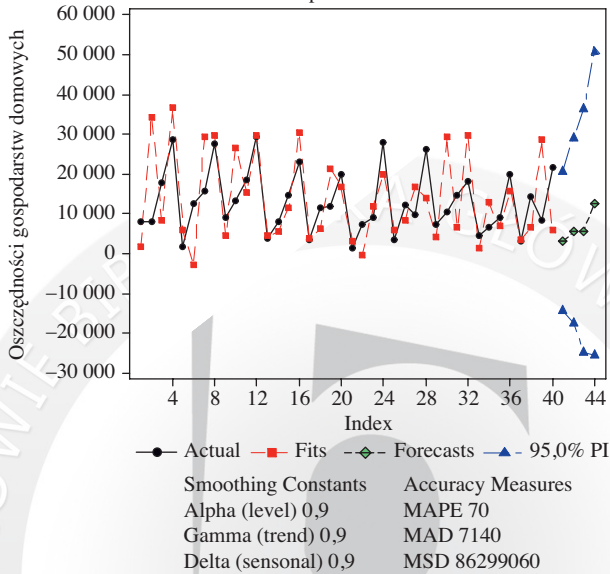
$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	Średni błąd	Średni błąd bezwzględny	Suma kwadratów	Średnia kwadratów	Średni % błąd	Średni % błąd bezwzględny
0,4	0,2	0,2	271,796	4376,841	1,22E+09	30450379	41,334	-42,479
0,4	0,2	0,1	525,096	4484,037	1,32E+09	32913680	52,525	-0,051
0,6	0,1	0,2	583,993	4716,543	1,41E+09	35189396	-148,265	-229,078
0,7	0,1	0,1	148,284	5242,182	1,76E+09	43985244	-88,819	-154,435
0,6	0,1	0,3	567,295	5318,390	1,77E+09	44237908	-93,006	-158,626
0,4	0,2	0,3	-337,069	5201,920	1,86E+09	46431166	187,489	-178,093
0,4	0,2	0,6	-521,124	5635,576	1,86E+09	46536913	-13,047	-16,235
0,6	0,1	0,4	-119,169	5536,423	1,93E+09	48309522	22,531	-24,445
0,7	0,2	0,1	866,351	5335,565	2,07E+09	51850016	-110,519	-120,575
0,5	0,1	0,1	870,039	5627,693	2,08E+09	51911263	-456,281	-476,274
0,9	0,9	0,9	-308,64	7325,115	3,70E+09	92536571	-17,4786	67,58464

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników z pakietu STATISTICA.

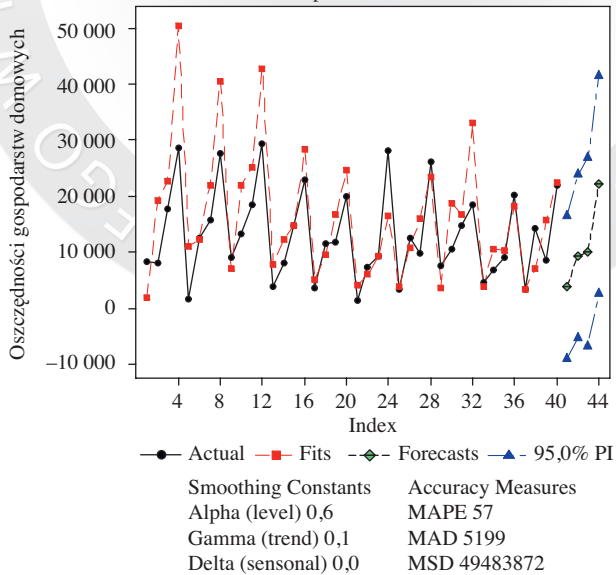
Konieczność dwutorowego poszukiwania stałych wygładzania wiąże się z tym, że stosując poziom 0,9 stałych wygładzania w budowanych prognozach, uzyskuje się prognozę obciążoną 17% błędem predykcji. Przy poziomie  $\alpha = 0,4, \beta = 0,2, \gamma = 0,6$ , mimo że są one obciążone najmniejszym średnim błędem kwadratowym w poszukiwaniu sieciowym, trafność w stosunku do wartości rzeczywistych (dla

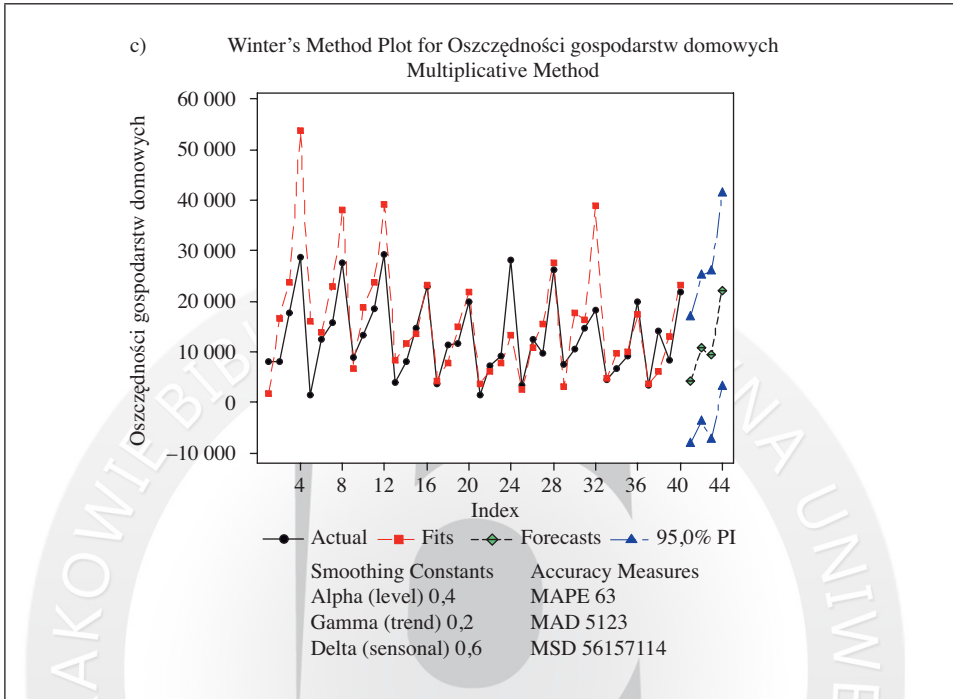


a) Winter's Method Plot for Oszczędności gospodarstw domowych  
Multiplicative Method



b) Winter's Method Plot for Oszczędności gospodarstw domowych  
Multiplicative Method





Rys. 3. Prognoza wartości oszczędności gospodarstw domowych dla różnych parametrów sieciowych funkcji trendu

Źródło: opracowanie własne

Tabela 5. Prognoza poziomu oszczędności gospodarstw domowych dla 4 kwartałów 2009 r.

Kwar- tał	Prognoza $\alpha = 0,4$ $\beta = 0,2$ $\gamma = 0,6$	Wartość naj- niższa	Wartość naj- wyższa	Prognoza $\alpha = 0,6$ $\beta = 0,1$ $\gamma = 0,4$	Wartość naj- niższa	Wartość naj- wyższa	Prognoza $\alpha = 0,9$ $\beta = 0,9$ $\gamma = 0,9$	Wartość naj- niższa	Wartość naj- wyższa
1	4 185,5	-8 366,10	16 737,2	3 781,0	-8 956,24	16 518,2	2 936,2	-14 557,4	20 429,8
2	10 662,3	-3 745,55	25 070,2	9 196,2	-5 424,72	23 817,1	5 664,3	-17 700,4	29 029,1
3	9 335,6	-7 327,14	25 998,4	10 008,2	-6 900,98	26 917,3	5 678,2	-24 813,3	36 169,6
4	22 176,9	3 000,70	41 353,0	22 042,8	2 583,03	41 502,5	12 487,0	-25 689,9	50 663,9

Źródło: opracowanie na podstawie wyników z pakietu MINITAB 15.

36 okresów) jest obarczona większym błędem. Analiza wyników sieciowego poszukiwania wartości parametrów  $\alpha$ ,  $\beta$  oraz  $\gamma$  wskazuje, że na funkcję trendu znaczący wpływ mają wcześniejsze wartości zmiennej. Inaczej ujmując, poziom oszczędności z lat wcześniejszych wciąż oddziałuje na obecną ich wielkość,

mimo spadku oraz innych czynników nieanalizowanych w szeregu czasowym. W celu porównania przewidywanej wartości oszczędności gospodarstw domowych zdecydowano się na prognozę dla funkcji trendu z uwzględnieniem trzech kombinacji parametrów sieciowych. Uzyskane wyniki przedstawia rys. 3a, b, c oraz tabela 5.

Tabela 6. Porównanie dynamiki zmian rocznych i tempa wzrostu dla wartości oszczędności gospodarstw domowych w latach 1999–2009

	Oszczędności roczne	Dynamika (rok do roku)	Tempo przyrostu
1999	62 448,00	–	–
2000	57 359,00	91,85	–0,08
2001	69 873,00	121,81	0,22
2002	49 613,00	71,01	–0,29
2003	46 665,00	94,06	–0,06
2004	45 911,00	98,38	–0,02
2005	51 575,00	112,34	0,12
2006	50 838,00	98,57	–0,01
2007	40 485,00	79,64	–0,20
2008	47 586,00	117,54	0,18
2009 prognoza	46 360,30	97,42	–0,03

Źródło: opracowanie własne.

Analiza wartości uzyskanych na podstawie prognozy wskazuje, że najmniejsze rozbieżności występują dla wyników oszacowanych na podstawie funkcji trendu z parametrami sieciowymi  $\alpha = 0,4$ ;  $\beta = 0,2$ ;  $\gamma = 0,6$  oraz zbliżonej do niej funkcji z parametrami  $\alpha = 0,6$ ;  $\beta = 0,1$ ;  $\gamma = 0,4$ . Uzyskane na podstawie tych parametrów sieciowych wyniki są na podobnym poziomie i dają wartości zbliżone do otrzymywanych w poprzednich kwartałach. Porównując wartość prognozy z wynikiem predykcji dokonanej na podstawie modelu regresyjnego, uzyskane wyniki wydają się bardziej prawdopodobne. Za pomocą modelu regresyjnego dla I kw. 2009 r., otrzymano prognozowaną wartość wynoszącą 12 835,03 mln zł przy założeniu istotności dwóch czynników, których poziom wyjściowy był równy wartości dla IV kw. 2008 r.

Podjmując próbę weryfikacji hipotezy postawionej we wstępie artykułu, można posłużyć się rocznymi wartościami oszczędności gospodarstw domowych. Założony na wstępie spadek tempa wzrostu oszczędności potwierdzony zostaje dla 2009 r. Notowany dla 2008 r. wzrost oszczędności do poziomu ponad 47 mld zł, mimo iż był znaczący w porównaniu z 2007 r., to jednak nie przekroczył poziomu z 2006 r.

Można zatem stwierdzić, że mimo notowanego wzrostu dla 2008 r., poziom oszczędności w długim okresie wykazuje się systematycznym spadkiem (tabela 6).

Analizując wyniki uzyskane na podstawie estymowanej funkcji trendu, konieczne jest uwzględnienie obecnej sytuacji gospodarczej. Kryzys na rynkach finansowych, który w coraz większym stopniu oddziałuje na wiele sfer życia gospodarczego, może wyrzucić silny wpływ na wartość oszczędności gospodarstw domowych, jednak z pewnym opóźnieniem. W dostępnych danych nie jest zauważalny spadek wartości oszczędności, co może nastąpić w 2009 r. jako opóźniona reakcja na pogarszającą się sytuację gospodarczą na świecie. Jednak mimo to widoczny jest systematyczny spadek wartości oszczędności. Nawet w wypadku przyjęcia założeń o braku zmiany w warunkach gospodarczych, przewiduje się spadek wartości oszczędności w dłuższym okresie. Malejący ich poziom w kontekście rosnących dochodów oraz wydatków może wskazywać na zmiany w modelu konsumpcji czy też stylu życia. Nie należy jednak ujmować tego zjawiska tylko w odniesieniu do tzw. *konsumpcyjnego stylu życia*, ale uwzględniać te kategorie wydatków, które wzrosły najszybciej. Należą do nich przede wszystkim wydatki na użytkowanie mieszkania i nośniki energii oraz na żywność i napoje bezalkoholowe. To powoduje, że mimo wzrostu dochodów, drożeje też utrzymanie gospodarstw domowych.

## 5. Wnioski

Zaprezentowana analiza poziomu oszczędności gospodarstw domowych potwierdza postawioną we wstępie pracy hipotezę. Tempo przyrostu poziomu oszczędności gospodarstw domowych wykazuje spadek w kolejnych okresach. Można też zauważyć, że za wzrostem wartości dochodów podąża wzrost wartości spożycia indywidualnego, co spowodowane jest przede wszystkim drożącymi kosztami użytkowania mieszkań oraz wzrastającymi wydatkami na żywność. To zjawisko powinno zostać odniesione do konkretnych grup gospodarstw domowych, wyróżnionych ze względu na fazę cyklu życia takiego gospodarstwa. Postępujący spadek oszczędności może bowiem dotyczyć w szczególności dwóch grup społecznych: młodych małżeństw oraz osób starszych prowadzących już samotnie gospodarstwa domowe. W analizowanym bowiem okresie mamy do czynienia z wejściem w samodzielne życie tzw. wyżu demograficznego lat 80., a także systematycznym starzeniem się społeczeństwa. Jeżeli dodatkowo uwzględnimy spadek wartości pieniądza, który w 2008 r. dał się odczuć, spadek poziomu oszczędności może potwierdzać przypuszczenia, że przeciętne gospodarstwo domowe finansuje za ich pomocą wydatki bieżące. Warto zaznaczyć, że z przeprowadzanych analiz nawet 40% gospodarstw domowych nie posiada oszczędności<sup>30</sup>. W tym kontekście

<sup>30</sup> B. Szopa, P. Kawa, J. Kultys, *Oszczędności i rozpiętości dochodowe...*, s. 140.

wydaje się, że na potrzeby przyszłych analiz zjawiska oszczędności gospodarstw domowych zwrócić należy uwagę na kilka czynników. Po pierwsze, przy podejmowaniu próby tworzenia modelu ekonometrycznego z wieloma zmiennymi dla analizy poziomu oszczędności powinny zostać włączone do niego także zmienne jakościowe. Oprócz najczęściej wskazywanych zmiennych ilościowych, tj. dochodu do dyspozycji czy spożycia indywidualnego, należy zwrócić uwagę na konieczność pomiaru czynników psychologiczno-społecznych. Po drugie, wspomniane czynniki psychologiczno-społeczne powinny zostać odniesione do typu danego gospodarstwa domowego wyróżnionego według fazy cyklu życia. Inny bowiem udział będą miały takie czynniki, jak: styl życia czy zapatrywania na przyszłość w gospodarstwie domowym młodych osób z dziećmi, a inny zaś w takim, w którym dzieci pracujących jeszcze małżonków założyły już własne gospodarstwa. Ponadto sugerowana jest także analiza ze względu na region Polski udziału takich cech. Mimo względnej jednorodności kraju, obserwowane są różnice w stylu życia osób z województw zachodnich i wschodnich. Po trzecie, dobierając określone zmienne jakościowe, należy zwrócić szczególną uwagę na sposób ich pomiaru oraz stosowane skale. Opracowanie zestawu adekwatnych zmiennych do funkcji regresji może być utrudnione, zaś takie modele mogą wyjaśniać zjawisko w dość ograniczonym zakresie. Warto więc brać pod uwagę możliwość opracowywania prognoz na podstawie szeregów czasowych, ze względu na dość precyzyjnie podawane dane oraz ich dotychczasowy zakres. Pod pewnymi warunkami dopasowanie tak opracowanego modelu może być obciążone bardzo niskim błędem, zaś prognoza może dotyczyć kilku okresów.

Warto jeszcze raz podkreślić, że zjawisko oszczędności gospodarstw domowych jest zjawiskiem bardzo złożonym. Jego analiza wymaga nie tylko uwzględnienia wielu różnorodnych czynników determinujących je, ale także dołożenia niezwyklej staranności w doborze metod. Nie zawsze wiele informacji może wyjaśnić kształt analizowanego zjawiska. W niektórych przypadkach jednorodne informacje, np. o kształtowaniu się zjawiska w czasie odniesione do teorii, mogą przedstawić o wiele cenniejsze wyniki niż budowa złożonych modeli.

#### Literatura

- Bails D.G., Peppers L.C., *Business Fluctuations. Forecasting Techniques and Applications*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey 1982.
- Chaturvedi V., Kumar B., Dholakia R.H., *Inter-relationship between Economic Growth, Savings and Inflation in Asia*, „Working Papers Indian Institute of Management – Research and Publications”, July 2008.
- Cohn R.A., Kolluri B.R., *Determinants of Households Saving in the G-7 Countries; Recent Evidence*, „Applied Economics” 2003, Vol. 35, No. 10.

- Cudowska-Sojko A., Dzun A., *Skłonność do oszczędzania jako determinanta wielkości i struktury oszczędności gospodarstw domowych w Polsce* [w:] *Zachowania decyzyjne podmiotów gospodarczych*, red. D. Kopycińska, Printgroup, Szczecin 2006.
- Fatuła D., *Efekty dochodowe i naśladowcze w kształtowaniu skłonności do oszczędzania gospodarstw domowych*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, nr 586, Kraków 2002.
- Fatuła D., *Oszczędności gospodarstw domowych w świetle teorii wyboru i użyteczności*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, nr 543, Kraków 2000.
- Henderson J.V., Poole W., *Principles of Microeconomics*, D.C. Heath and Company, Lexington, Massachusetts Toronto 1991.
- Liberda B., *Oszczędzanie w gospodarce polskiej: teorie i fakty*, PTE, Dom Wydawniczy Bellona, Warszawa 2000.
- Malina A., *O metodzie prognozowania szeregów czasowych z wahaniami sezonowymi*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej, nr 475, Kraków 1996.
- Mansfield E., *Microeconomics*, W.W. Norton and Company, New York, London 1991.
- Masson R.P., Bayoumi T., Samiel H., *International Evidence on the Determinants of Private Saving*, „International Monetary Fund Working Papers” 1995, No. WP/95/51.
- Niefinansowe rachunki kwartalne według sektorów instytucjonalnych w latach 1999–2007 w cenach bieżących*, GUS, Warszawa 2008.
- Owsiak S., *Podstawy nauki finansów*, PWE, Warszawa 2002.
- Solberg E. J., *Microeconomics for Business Decisions*, D.C. Heath and Company, Lexington, Massachusetts, Toronto 1991.
- Stanisz A., *Przystępny kurs statystyki z wykorzystaniem programu STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, t. I, Statsoft, Kraków 2000.
- Szopa B., *Zmiany dochodów ludności w Polsce na tle uwarunkowań systemowych*, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków 2005.
- Szopa B., Kawa P., Kultys J., *Oszczędności i rozpiętości dochodowe a dynamika gospodarcza. Interakcje na przykładzie Polski*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2007.
- Wildowicz A., *Determinanty skłonności do oszczędzania w Polsce w latach 1991–2005* [w:] *Zachowania rynkowe gospodarstw domowych i przedsiębiorstw w okresie transformacji systemowej w Polsce*, red. D. Kopycińska, Katedra Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2006.
- Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S., *Prognozowanie ekonometryczne. Teoria, przykłady, zadania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003.

#### Predicting the Level of Household Savings Using Their Levels in the Years 1999–2008

This paper uses data from the last ten years to analyse the level of household savings in Poland. It includes a comparison of regression analysis and trend analysis. In the regression model, particular attention is paid to gross disposable income, personal consumption, the interest rate, inflation, and real GDP dynamics. In the model based on trend estimation, the prediction of the level of household savings and analysis of the influence of previous savings levels on the present level was made using P.E. Winters' method.