

Barbara LIBERDA*
Tomasz TOKARSKI**
Paweł KACZOROWSKI**

Wpływ stóp procentowych i stóp podatkowych na oszczędności i inwestycje***

Wprowadzenie

Oszczędności i inwestycje prywatne są determinowane przez szereg zmiennych makroekonomicznych, a głównie przez tempo wzrostu dochodów, strukturę gospodarki oraz strukturę demograficzną społeczeństwa. Z punktu widzenia efektywności mieszanki polityk: fiskalnej i monetarnej ważna jest zależność oszczędności i inwestycji od stóp procentowych oraz opodatkowania dochodów gospodarstw domowych i sektora przedsiębiorstw.

W teorii i w badaniach empirycznych wskazuje się na wzajemne oddziaływanie stóp procentowych i stóp podatkowych na oszczędności i inwestycje. W niniejszym artykule autorzy zbadali wpływ stóp procentowych i podatkowych na oszczędności gospodarstw domowych i firm oraz na stopę inwestycji. Ze względu na ograniczoną długość szeregów czasowych analizowanych zmiennych makroekonomicznych założone zadanie można było wykonać w ograniczonym zakresie, bez możliwości zbadania wzajemnego wpływu obu stóp (tj. stopy podatkowej i procentowej) na oszczędności i inwestycje. Z powodu braku danych dotyczących zagregowanej stopy oszczędności gospodarstw domowych w ujęciu kwartalnym, za punkt odniesienia oszczędności w skali makroekonomicznej przyjęto zmiany depozytów bankowych osób fizycznych, które stanowią ponad połowę ogółu oszczędności gospodarstw domowych. Dla zbadania wpływu podatków na oszczędności gospodarstw domowych wykorzystano dane z *Budżetów gospodarstw domowych*.

Opodatkowanie może mieć formę podatku dochodowego lub podatku konsumpcyjnego. Podatki dochodowe stanowią redystrybucję przez państwo części dochodów z pracy, działalności gospodarczej oraz dochodów majątkowych. Pod pojęciem podatku konsumpcyjnego rozumie się w teorii albo podatki pośrednie, zawarte w cenie towarów i płacone przy zakupie, albo opodatkowanie dochodów z pracy.

* Autorka jest pracownikiem naukowym Uniwersytetu Warszawskiego.

** Współautorzy są pracownikami naukowymi Uniwersytetu Łódzkiego.

*** Artykuł przygotowano na podstawie opracowania wykonanego w ramach projektu PCZ 003-17, finansowanego przez Komitet Badań Naukowych a realizowanego w INE PAN.

Podatki od sprzedaży towarów (np. VAT) i od wydatków konsumpcyjnych na szczególne dobra (akcyza) są cenotwórcze. Stanowią one w większości gospodarek główne źródło dochodów państwa¹. Wpływają także na wielkość oszczędności sektora publicznego. Wpływ podatków pośrednich na konsumpcję i oszczędności jest bardziej widoczny w skali makroekonomicznej niż mikroekonomicznej.

Związek podatków pośrednich z międzyokresowym wyborem struktury konsumpcji jednostki jest trudny do uchwycenia. Zależy on między innymi od tego, czy podatek ten jest jednolity dla wszystkich rodzajów konsumpcji. Jeśli podatki są jednolite i nie zmieniają się, wówczas są neutralne względem podziału dochodu na konsumpcję i oszczędności, czyli względem stopy oszczędzania. Jednolite podatki od konsumpcji działają degresywnie na zróżnicowane dochody, w odróżnieniu od progresywnych podatków dochodowych. Podatki od konsumpcji można jednak kwestionować z punktu widzenia sprawiedliwej redystrybucji dochodów.

Zróżnicowanie wpływu podatków dochodowych i podatków konsumpcyjnych (typu pośredniego) na oszczędności, inwestycje i dochód skłoniło wielu autorów do optowania za podatkiem od wydatków konsumpcyjnych jako mniej szkodliwym dla wzrostu dochodu i dobrobytu [L. Summers, 1981], [L. Kotlikoff, 1989].

Podatki od dochodów z pracy i od dochodów kapitałowych wpływają na stopę oszczędzania w sposób szczególny, oddziałując jednocześnie na dochody do dyspozycji (mianownik ułamka stopy oszczędzania), jak i na samą wielkość oszczędności (licznik ułamka). Zwiększenie stóp opodatkowania dochodów może obniżyć stopę oszczędzania, jeśli konsumpcja obniży się wolniej niż spadną dochody do dyspozycji. Tak się z reguły dzieje, gdyż konsumpcja jest relatywnie stabilna względem zmian dochodu bieżącego. A więc krótkookresowa elastyczność konsumpcji względem zmian dochodu jest bardzo niska.

Podatek od dochodów z pracy powoduje przesuwanie oszczędności na późniejsze okresy w cyklu życia, a więc obniża stopę oszczędzania we wczesnych fazach cyklu życia. Natomiast podatek od dochodów z kapitału obciąża w większym stopniu tych konsumentów, którzy oszczędzają we wcześniejszych fazach życia. Preferuje natomiast tych, którzy więcej konsumują w pierwszej fazie cyklu życia.

Wpływ podatków dochodowych na oszczędności (międzyokresowy wybór konsumenta) zależy także od tego, na ile jednostki postrzegają dobrobyt przyszłych pokoleń tak jak własny. Jeśli konsumenci są altruistami w stosunku do przyszłych pokoleń, wówczas zwiększają oszczędności, gdy rząd powiększa zadłużenie zamiast wzrostu podatków.

W teorii dyskutuje się koncepcję opodatkowania tylko dochodu skonsumowanego, a więc wyłączenia z podstawy opodatkowania oszczędności, przy li-

¹ Z wyjątkiem USA, Australii i Nowej Zelandii. W przypadku tych ostatnich dwóch krajów wyższy udział wpływów z podatku dochodowego w dochodach podatkowych ogółem związany jest z bezpośrednim finansowaniem emerytur z budżetu i brakiem oddzielnej składki emerytalnej.

kwidacji wszelkich ulg i zwolnień w podatku od zysków kapitałowych. Tak rozumiany podatek od konsumpcji różni się od dotychczasowego podatku dochodowego sposobem traktowania oszczędności. Zgodnie z tą propozycją wszystkie oszczędności byłyby odpisywane od podatku, natomiast wszystkie wydatki konsumpcyjne, finansowane z wcześniejszych oszczędności (podjęte wkłady, zaciągnięte kredyty, wypłacone świadczenia ubezpieczeniowe i emerytalne), byłyby opodatkowane. W praktyce taki podatek byłby równy podatkowi od dochodów z pracy i oznaczałby zniesienie podatków od zysków kapitałowych [D. Bradford, 2000, 5].

Podatki od dochodów osobistych, obejmujących dochody z pracy i zyski kapitałowe, wpływają negatywnie na stopę oszczędzania. W większości gospodarek OECD (z wyjątkiem pięciu)² wzrost obciążeń podatkowych w relacji do PKB (w latach 1970-1994) był związany z obniżaniem się stóp oszczędzania gospodarstw domowych. Natomiast podatki od konsumpcji, a więc od dochodu z wyłączeniem oszczędności z podstawy opodatkowania, oddziaływały w tych krajach mniej destrukcyjnie na oszczędności [V. Tanzi, H. Zee, 1998, 6-9]. Przejście od podatków dochodowych w kierunku podatków od konsumpcji może mieć pozytywny wpływ na oszczędności.

Podatki dochodowe są źródłem zaburzeń w oszczędzaniu, gdyż powodują zróżnicowanie stóp przychodu oszczędzającego i inwestora. Istotą problemu opodatkowania dochodów z oszczędności jest reakcja konsumentów na zmianę przychodu netto z inwestowania oszczędności, czyli na realną stopę procentową. Przychód netto jest równy nominalnej stopie procentowej pomniejszonej o podatek od zysków kapitałowych, a następnie o wartość inflacji. Stanowi on realną stopę procentową po opodatkowaniu zysków kapitałowych.

Efektywność opodatkowania dochodu mierzy się nie tyle wielkością dodatkowych wpływów podatkowych, ile elastycznością oszczędności względem nominalnej i realnej stopy procentowej. Jeśli oszczędności reagują na zmianę efektywnych stóp procentowych, wówczas nie jest racjonalne opodatkowanie dochodów z oszczędności. Jeżeli natomiast oszczędności nie są elastyczne względem stóp procentowych, to opodatkowanie oszczędności nie musi wpłynąć na obniżenie stopy oszczędzania. Rzeczywistym problemem jest oszacowanie wpływu stóp procentowych na podział dochodu między konsumpcję a oszczędności.

Reakcja oszczędności na zmiany stóp procentowych jest wypadkową dodatniego efektu substytucyjnego i (z reguły) ujemnego efektu dochodowego. Ostateczny efekt może być, teoretycznie, ambiwalentny dla oszczędności. Badania empiryczne wskazują jednak, że w grupach przekrojowych przeważa efekt dodatni, podczas gdy w badaniach czasowych może występować efekt ujemny [B. Liberda, 2000, 49-59], [WSDB, World Bank, 1998].

W teorii bada się również, czy opodatkowanie oszczędności jest związane nie tylko z elastycznością oszczędności czy konsumpcji względem stóp procentowych, ale także z wrażliwością podaży siły roboczej na zmiany stóp procen-

² Szwecja, Austria, Grecja, Kanada, Czechosłowacja.

towych [M. King, 1980], [D. Bradford, 2000]. Jeśli podaż siły roboczej również reaguje na zmiany stóp procentowych, wówczas dla efektywnego podziału zasobów, oszczędności i dochody z oszczędności nie muszą być opodatkowane. Negatywne, długofalowe skutki opodatkowania dochodów kapitałowych mogą przewyższyć doraźne efekty fiskalne, jeśli jednostki zmniejszą oszczędności pomimo wysokich stóp procentowych.

Także podatki od płac wpływają na podział czasu na czas pracy i czas wolny. Efekt substytucyjny wzrostu podatku, prowadzący do zmniejszenia nakładu pracy i dochodu, może być silniejszy niż dodatni efekt dochodowy, wynikający ze wzrostu ilości pracy i dochodu [J. Owens, 1994, 117].

Na oszczędności wpływa również liberalizacja rynków finansowych i przepływu kapitału, co wyraża się w spadku stóp procentowych od kredytu i większych możliwościach zadłużania się gospodarstw domowych. Pośrednio liberalizacja wpływa na oszczędności krajowe przez wzrost ujemnego salda rachunku obrotów bieżących, co oznacza napływ oszczędności zagranicznych. W szczególnych warunkach (boomu konsumpcyjnego) może to prowadzić do wypierania oszczędności krajowych.

Stopy procentowe a depozyty, kredyty i inwestycje w Polsce w latach 1993-2000³

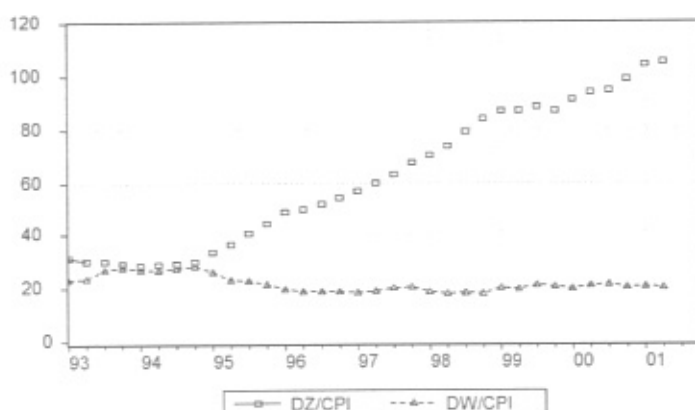
W tej części opracowania autorzy podejmą próbę oszacowania wpływu stóp procentowych na przyrosty kredytów i depozytów gospodarstw domowych, kredytów przedsiębiorstw oraz stopy inwestycji w Polsce w latach 1993-2000. Analizy te prowadzone są w oparciu o dane statystyczne ze strony www.nbp.pl, www.stat.gov.pl, [*Biuletynów Statystycznych GUS*] oraz szacunki kwartalnego PKB i inwestycji ogółem, przedstawione w pracy [R. Kelma, 1999].

Analizując determinanty przyrostu depozytów gospodarstw domowych w Polsce wydaje się, iż trzeba je zdezagregować (przynajmniej) na depozyty złotówkowe i walutowe. Realne depozyty złotówkowe i walutowe (urealnione wskaźnikiem cen dóbr i usług konsumpcyjnych CPI o podstawie 1 w 1996 r.) przedstawiono na rysunku 1.

W analizowanym okresie wyraźnie zmieniła się struktura depozytów gospodarstw domowych w podziale na złotówkowe i walutowe. O ile, bowiem, w latach 1993-95 depozyty walutowe były tylko nieco niższe od złotówkowych, o tyle od początku roku 1995 depozyty złotówkowe wyraźnie rosły (z ok. 30 mld PLN w cenach z 1996 r. na początku 1995 r. do ok. 100 mld PLN na początku 2001 r.), zaś depozyty walutowe ukształtowały się na poziomie ok. 20 mld PLN w cenach z 1996 r.

³ Zbliżone analizy dla lat 1994-98 prezentowane są w opracowaniu P. Kaczorowskiego, T. Tokarskiego, 1999.

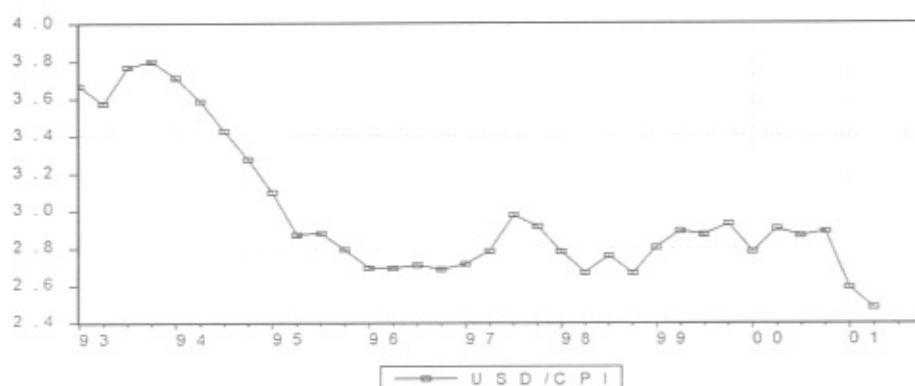
Rysunek 1. Depozyty złotówkowe i walutowe gospodarstw domowych (w mld PLN) deflowane wskaźnikiem CPI (1996=1)



Źródło: obliczenia własne na podstawie strony www.nbp.pl i [Biuletynów Statystycznych GUS]

Wspomnianą tu zmianę struktury depozytów gospodarstw domowych można tłumaczyć na dwa sposoby. Po pierwsze, w wyniku względnie wysokiej stopy inflacji w Polsce na początku lat 90. występowało niskie zaufanie do waluty krajowej i wysoka dolaryzacja depozytów gospodarstw domowych. Po drugie, lata 1990-96 to okres silnej, realnej aprecjacji złotego w stosunku do dolara amerykańskiego (por. rysunek 2). Realna aprecjacja złotego (szczególnie w latach 1994-96), połączona ze względnie niskim i stabilnym nominalnym oprocentowaniem wkładów walutowych oraz wysokim oprocentowaniem wkładów złotówkowych, doprowadziła do tego, iż nominalne stopy przychodów od depozytów złotówkowych były zdecydowanie wyższe, niż od depozytów walutowych. Skutkiem tych procesów była zmiana struktury depozytów gospodarstw domowych (odejście od depozytów walutowych).

Rysunek 2. Realny kurs dolara amerykańskiego w stosunku do złotego (przy CPI=1 w 1996 roku)



Źródło: jak przy rysunku 1

Analizując przyrosty wielkości depozytów gospodarstw domowych w Polsce w latach 1993-2000 należy (po pierwsze) zdezagregować je na przyrosty depozytów złotówkowych i walutowych oraz (po drugie) uwzględnić również wpływ realnego kursu walutowego na kształtowanie się przyrostów depozytów złotówkowych.

Badając zaś wpływ kształtowania się stóp procentowych na wielkość depozytów gospodarstw domowych należy również przetestować alternatywne możliwości postrzegania przez owe gospodarstwa realnej stopy procentowej. Dlatego też testowano trzy następujące równania przyrostu realnych depozytów gospodarstw domowych w Polsce⁴:

$$\Delta \ln \left(\frac{DG_t^{GD}}{CPI_t} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{R_t^{D6}}{CPI_{t+4}^e / CPI_t} - \alpha_2 \ln \left(\frac{USD_t}{CPI_t} \right) \quad (3a)$$

$$\Delta \ln \left(\frac{DG_t^{GD}}{CPI_t} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{R_t^{D6}}{CPI_t / CPI_{t-4}} - \alpha_2 \ln \left(\frac{USD_t}{CPI_t} \right) \quad (3b)$$

$$\Delta \ln \left(\frac{DG_t^{GD}}{CPI_t} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 R_t^{D6} - \alpha_2 \ln \left(\frac{USD_t}{CPI_t} \right) \quad (3c)$$

gdzie: $\Delta \ln \left(\frac{DG_t^{GD}}{CPI_t} \right)$ jest wielkością zbliżoną do stopy wzrostu realnych depozytów złotówkowych (w cenach z 1996 r.); R_t^{D6} – stopą oprocentowania depozytów 6-miesięcznych; USD_t – nominalnym kursem dolara amerykańskiego w stosunku do złotówki; CPI_t – wskaźnikiem CPI o podstawie 1996=1; CPI_{t+4}^e – oczekiwanym wskaźnikiem cen w okresie t+4, przy czym założono następujący mechanizm kształtowania oczekiwań zmian cen:

$$\ln(CPI_{t+4}^e) - \ln(CPI_t) = \ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-4})$$

Ze specyfikacji równań (3a-c) wynika, iż założono, że realna stopa wzrostu depozytów złotówkowych jest tym wyższa, im niższy jest realny kurs dolara w stosunku do złotego (gdyż przy niskim kursie gospodarstwa domowe uciekają od depozytów walutowych), oraz im wyższa jest stopa oprocentowania depozytów złotówkowych. W równaniu (3a) założono, że stopa wzrostu re-

⁴ Próbowano również analizować wpływ realnego PKB (jako substytutu niepublikowanych dochodów osobistych ludności) lub stopy wzrostu owej zmiennej makroekonomicznej na stopę wzrostu depozytów złotówkowych, lecz nie uzyskano zadowalających statystycznie rezultatów.

alnych depozytów złotówkowych rośnie wraz ze wzrostem realnej stopy procentowej rozumianej jako relacja nominalnej stopy R_t^{p6} do oczekiwanej inflacji w roku przyszłym (czyli relacji CPI_{t+4}^e do CPI_t). W równaniach (3a-b) przyjęto analogiczne założenia odnośnie do reakcji stopy wzrostu depozytów na zmianę realnego kursu walutowego, zmodyfikowano zaś założenia dotyczące postrzegania przez gospodarstwa domowe stopy procentowej. W równaniu (3b) założono bowiem, iż gospodarstwa domowe urealniają nominalną stopę procentową przeszłą stopą inflacji (czyli CPI_t/CPI_{t-4}), zaś w równaniu (3c) założono, że podmioty mikroekonomiczne nie odróżniają nominalnej stopy procentowej od stopy realnej (występuje „iluzja stóp procentowych”). Oszacowane metodą najmniejszych kwadratów (dalej MNK) parametry równań (3a-c) przedstawione są w tabelicy 1.

Tabela 1

Oszacowane parametry równań (3a-c)

Zmienne objaśniające	Oszacowane parametry (statystyki t-Studenta)			
	(3a)	(3a)+zmienna d_{95}	(3b)	(3c)
Stała	0,322 (6,694)	0,277 (6,765)	0,314 (6,411)	0,354 (6,401)
R_t^{p6} CPI_{t+4}^e/CPI_t	0,527 (4,099)	0,316 (2,651)	-	-
R_t^{p6} CPI_t/CPI_{t-4}	-	-	0,616 (4,078)	-
R_{95}^{D0}	-	-	-	0,409 (3,914)
$\ln(USD_t/CPI_t)$	-0,345 (-6,419)	-0,277 (-5,835)	-0,348 (-5,949)	-0,368 (-5,749)
d_{95}	-	0,0478 (3,780)	-	-
R^2	0,604	0,745	0,542	0,529
skor. R^2	0,575	0,715	0,511	0,497
DW	1,847	2,514	1,670	1,684
A.I.C.	-7,258	-7,629	-7,201	-7,172
S.C.	-7,118	-7,443	-7,065	-7,036
Próba	1993:2-2000:3	1993:2-2000:3	1993:2-2001:2	1993:2-2001:2

R^2 (skor. R^2) – współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji); DW – statystyka J. Durбина – G.S. Watsona; AIC – kryterium informacyjne H. Akaike’a; S.C. – kryterium G. Schwarz; d_{95} – zmienna zero-jedynkowa dla roku 1995.

Porównując kryteria Akaike’a i Schwarz’a dla oszacowanych parametrów równań (3a-b) można wnosić, iż mechanizm postrzegania przez gospodarstwa domowe realnych stóp procentowych ma charakter mechanizmu opisanego przez równanie (3a), gdyż w przypadku tego równania kryteria Akaike’a i Schwarz’a przyjmują największe wartości bezwzględne. Oznacza to, iż gospodarstwa domowe urealniają nominalne stopy oprocentowania depozytów złotówkowych odnosząc je do oczekiwanej inflacji. Dlatego też w dalszych analizach dotyczących depozytów gospodarstw domowych rozważane będzie jedynie rów-

nanie (3a), rozszerzone o zmienną zero-jedynkową d_{95} , gdyż właśnie w roku 1995 uzyskiwano najwyższe reszty składnika losowego dla owego równania.

Z przedstawionych w tablicy 1 szacunków parametrów równania (3a) z uwzględnieniem zmiennej d_{95} wyciągnąć można następujące wnioski natury *sensu stricte* statystycznej:

- * Uwzględnione w równaniu (3a) zmienne objaśniają w ok. 71,5% zmienność zmiennej objaśnianej (por. skor. R^2).
- * Stopy wzrostu realnych depozytów złotych gospodarstw domowych okazały się istotnie statystycznie zdeterminowane zarówno przez realną stopę procentową (dodatkowo), jak i realny kurs dolara w stosunku do złotówki (ujemnie). Porównując zaś wartości bezwzględne statystyk t-Studenta przy

zmiennych $\frac{R_t^{p6}}{CPI_{t+4}^c/CPI_t}$ i $\ln(USD_t/CPI_t)$ można wnosić, iż istotniejsze dla

stopy wzrostu realnych depozytów złotych gospodarstw domowych było kształtowanie się kursu walutowego, niż realnego oprocentowania wkładów złotych.

- * Co więcej, w roku 1995 stopy wzrostu depozytów złotych były *ceteris paribus* wyższe niż w pozostałych latach o ok. 4,8 punktu procentowego.

Analizując zaś strukturę depozytów gospodarstw domowych (w podziale na depozyty złotówkowe i walutowe) próbowano oszacować wpływ relacji nominalnych lub realnych stóp przychodu od wkładów walutowych w stosunku do wkładów złotówkowych, jednak nie uzyskano zadowalających statystycznie rezultatów. Zbadano zatem wpływ stopy inflacji (mierzonej stopą wzrostu wskaźnika CPI) na kształtowanie się tej struktury. Podejście takie można uzasadnić w ten sposób, iż inflacja jest zasadniczym czynnikiem opisującym wiarygodność pieniądza krajowego. W warunkach wysokiej inflacji wiarygodność owego pieniądza jest niska, co prowadzi do dolaryzacji gospodarki i ucieczki od pieniądza (lub depozytu) krajowego w kierunku walut zagranicznych (lub depozytów walutowych). Im niższa jest zaś stopa inflacji, tym pieniądz krajowy jest bardziej wiarygodny i wyższy jest udział depozytów w walucie krajowej w stosunku do depozytów ogółem.

Z tego też względu estymowano równanie udziału depozytów walutowych gospodarstw domowych w depozytach ogółem jako liniową funkcję oczekiwanej stopy inflacji liczonej według formuły: CPI_{t+4}^c/CPI_t . Oszacowana wersja modelu korekty błędem [*Error Correction Model* – dalej ECM, por. np. W.W. Charemza, D.F. Deadman, 1997]; [M. Majsterek, 1998] lub [A. Welfe, 2001] owego równania przedstawia się następująco⁵:

⁵ W nawiasach pod estymatorami podano odpowiednie statystyki t-Studenta, d_i – to zmienne zero-jedynkowe dla lat lub kwartałów, w których otrzymywano najwyższe reszty składnika losowego.

$$\Delta_4 \left(\frac{DW_t^{GD}}{DW_t^{GD} + DZ_t^{GD}} \right) = \underset{(-3,112)}{-0,332} - \underset{(-0,599)}{0,0675} \Delta_4 \left(\frac{CPI_{t+4}^e}{CPI_t} \right) +$$

$$\underset{(-8,529)}{-0,612} \frac{DW_{t-4}^{GD}}{DW_{t-4}^{GD} + DZ_{t-4}^{GD}} + \underset{(3,649)}{0,394} \left(\frac{CPI_t^e}{CPI_{t-4}} \right) + \underset{(7,290)}{0,111} d_{94} + \underset{(2,363)}{0,0310} d_{99}$$

$$R^2=0,906 \text{ skor. } R^2=0,883 \text{ DW}=1,563 \text{ A.I.C.}=-7,847 \text{ S.C.}=-7,559$$

próba: 1994:1-2000:3

Z oszacowanych parametrów równania ECM udziałów depozytów walutowych w depozytach ogółem można wyciągnąć następujące wnioski:

- * Równanie objaśniało w ok. 88,3% zmienność zmiennej objaśnianej.
- * Krótkookresowy wpływ stopy inflacji na strukturę depozytów gospodarstw domowych w Polsce w latach 1994-2000 okazał się nieistotny statystycznie

[por. statystykę t-Studenta przy zmiennej $\Delta_4 \left(\frac{CPI_{t+4}^e}{CPI_t} \right)$].

- * W długim okresie wzrost oczekiwanej stopy inflacji o 1 punkt procentowy powodował wzrost udziału depozytów walutowych w depozytach ogółem o ok. 0,57 punktu procentowego [por. iloraz wartości bezwzględnych oszacowanych parametrów przy zmiennych

$\frac{DW_{t-4}^{GD}}{DW_{t-4}^{GD} + DZ_{t-4}^{GD}}$ i $\left(\frac{CPI_t^e}{CPI_{t-4}} \right)$].

Ponieważ równania realnej stopy wzrostu depozytów złotówkowych gospodarstw domowych i udziału depozytów walutowych w depozytach ogółem mają charakter układu równań, dlatego też estymowano również potrójną metodą najmniejszych kwadratów (3MNK) na próbie 1994:1-2000:3. Oszacowane parametry owego układu równań przedstawiają się następująco:

$$\Delta \ln \left(\frac{DZ_t^{GD}}{CPI_t} \right) = \underset{(5,948)}{-0,279} + \underset{(3,263)}{0,355} \frac{R_t}{CPI_{t+4}^e / CPI_t} - \underset{(-5,510)}{0,283} \ln \left(\frac{USD_t}{CPI_t} \right) + \underset{(3,724)}{0,0423} d_{95}$$

$$R^2=0,699 \text{ skor. } R^2=0,659 \text{ DW}=2,606$$

$$\Delta_4 \left(\frac{DW_t^{GD}}{DW_t^{GD} + DZ_t^{GD}} \right) = \underset{(-1,900)}{-0,225} - \underset{(-1,182)}{0,171} \Delta_4 \left(\frac{CPI_{t+4}^e}{CPI_t} \right) +$$

$$\underset{(-6,929)}{-0,537} \frac{DW_{t-4}^{GD}}{DW_{t-4}^{GD} + DZ_{t-4}^{GD}} + \underset{(2,281)}{0,278} \left(\frac{CPI_t^e}{CPI_{t-4}} \right) + \underset{(7,799)}{0,121} d_{94} + \underset{(2,860)}{0,0385} d_{99}$$

$$R^2=0,898 \text{ skor. } R^2=0,874 \text{ DW}=1,470$$

Przedstawione wyżej szacunki analizowanego układu równań 3MNK są zbliżone (zarówno co do znaku, jak i siły oddziaływania poszczególnych parametrów) do szacunków uzyskanych MNK dla poszczególnych równań.

Przechodząc do analizy wpływu realnych stóp procentowych na stopę wzrostu realnych kredytów zaciąganych przez gospodarstwa domowe należy zaznaczyć, iż w równaniu stopy wzrostu kredytów przyjęto, że mechanizm urealniania nominalnej stopy oprocentowania kredytów gospodarstw domowych jest analogiczny, jak w przypadku urealniania stopy oprocentowania depozytów złotówkowych. Ponadto w równaniu stopy wzrostu kredytów uwzględniono oczekiwaną stopę wzrostu realnego PKB jako substytut oczekiwanej stopy wzrostu realnych dochodów osobistych owych gospodarstw [mechanizm kształtowania się oczekiwanego PKB realnego zdefiniowany jest tu równaniem: $\ln(Y_{t+4}^c) - \ln(Y_t) = \ln(Y_t) - \ln(Y_{t-4})$, gdzie Y_t to realny PKB w cenach z 1996 roku – źródło: [Kelm, 1999]. Oszacowane MNK parametry równania stopy wzrostu realnych kredytów gospodarstw domowych przedstawiają się następująco⁶:

$$\Delta \ln \left(\frac{K_t^{GD}}{CPI_t} \right) = 0,181 - 0,530 \frac{R_t^K}{CPI_{t+4}^c / CPI_t} + 0,677 \ln \left(\frac{Y_{t+4}^c}{Y_t} \right) +$$

$$-0,0803d_1 + 0,160d_{00}d_2 - 0,214d_{00}d_3 + 0,606 AR(1)$$

(3,589) (-2,653)
(1,815)
(-8,557)
(5,430)
(-5,973)
(4,400)

$$R^2=0,887 \text{ skor. } R^2=0,856 \text{ DW}=1,990 \text{ A.I.C.}=-6,967 \text{ S.C.}=-6,637$$

próba: 1993:3-2000:3.

Z oszacowanych parametrów równania $\Delta \ln \left(\frac{K_t^{GD}}{CPI_t} \right)$ można wyciągnąć następujące wnioski natury *sensu stricte* statystycznej:

* Zmienne objaśniające w ok. 85,6% objaśniają zmienność $\Delta \ln \left(\frac{K_t^{GD}}{CPI_t} \right)$.

* Realna stopa oprocentowania kredytów gospodarstw domowych istotnie statystycznie, ujemnie oddziałuje na stopę wzrostu kredytów udzielanych gospodarstwom domowym. Co więcej, jest ona zmienną istotniej oddziałującą

na $\Delta \ln \left(\frac{K_t^{GD}}{CPI_t} \right)$, niż oczekiwana stopa wzrostu PKB [por. wartości bez-

względne statystyk t-Studenta przy zmiennych $\frac{R_t^K}{CPI_{t+4}^c / CPI_t}$ i $\ln \left(\frac{Y_{t+4}^c}{Y_t} \right)$].

⁶ AR(1) to proces autoregresyjny pierwszego rzędu likwidujący autokorelację składnika losowego.

- * Warto też zaznaczyć, iż realna stopa oprocentowania kredytów złotówkowych silniej (co do wartości bezwzględnej) oddziałuje na stopę wzrostu kredytów złotówkowych gospodarstw domowych, niż realna stopa oprocentowania depozytów złotówkowych na stopę wzrostu owej zmiennej.
- * Oddziaływanie oczekiwanej stopy wzrostu PKB na stopę wzrostu kredytów złotówkowych jest (jak się tego należało spodziewać) dodatnie. Wynika to stąd, iż jeśli rosną oczekiwania, co do wzrostu PKB, to rosną również oczekiwania, co do stopy wzrostu dochodów osobistych ludności i rośnie wielkość zaciąganych przez gospodarstwa domowe kredytów.

Kolejną analizowaną zmienną były kredyty przedsiębiorstw. Kształtowanie się zadłużenia firm wobec banków w badanym okresie prezentuje rysunek 3.

Rysunek 3. Kredyty przedsiębiorstw w latach 1993 – 2000 (w mld PLN) deflowane wskaźnikiem PPI (1996=1)

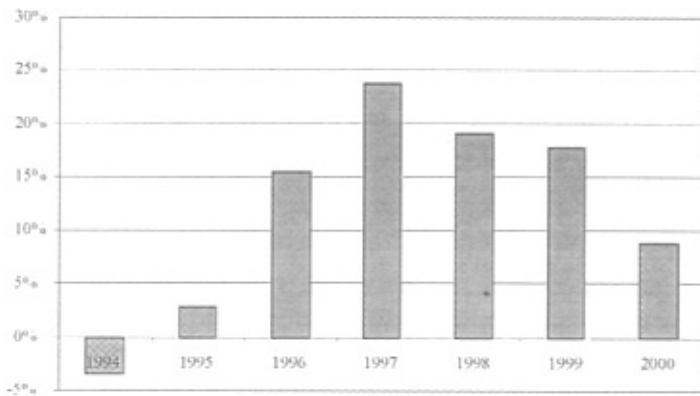


Źródło: jak przy rysunku 1

Realna wartość zadłużenia przedsiębiorstw była na stabilnym poziomie do 1995 r. W roku następnym pojawiła się w firmach tendencja zwiększania zobowiązań kredytowych. Ten widoczny od 1996 r. wzrost dynamiki przyrostu kredytów zaczął stopniowo słabnąć po roku 1997.

Zmniejszanie się tempa wzrostu zadłużenia przedsiębiorstw korespondoowało z malejącą dynamiką PKB (szczególnie z oczekiwaniami, co do kształtowania się stopy wzrostu PKB). Można to tłumaczyć tym, że kadra zarządzająca firmami, przewidując osłabianie koniunktury, dostosowywała odpowiednio wielkość inwestycji, które w dużym stopniu były finansowane z kredytów. Dlatego też w równaniach stopy wzrostu kredytów przedsiębiorstw uwzględniono zarówno realne oprocentowanie kredytów, jak i oczekiwaną stopę wzrostu PKB.

Rysunek 4. Dynamika realnej średniorocznej wartości kredytów przedsiębiorstw w latach 1993-2000 (w %)



Źródło: jak przy rysunku 1

Równania przyrostów kredytów przedsiębiorstw przedstawiają się następująco:

$$\Delta \ln \left(\frac{K_t^P}{PPI_t} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{R_t^{K6}}{PPI_{t+4}^e / PPI_t} + \alpha_2 \ln \left(\frac{Y_{t+1}^e}{Y_{t+1}} \right) \quad (4a)$$

$$\Delta \ln \left(\frac{K_t^P}{PPI_t} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{R_t^{K6}}{PPI_t / PPI_{t-4}} + \alpha_2 \ln \left(\frac{Y_{t+1}^e}{Y_{t+1}} \right) \quad (4b)$$

$$\Delta \ln \left(\frac{K_t^P}{PPI_t} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 R_t^{K6} + \alpha_2 \ln \left(\frac{Y_{t+1}^e}{Y_{t+1}} \right) \quad (4c)$$

Oszacowania parametrów tych równań przedstawia tablica 2.

Tablica 2

Oszacowane parametry równań (4a-c)

Zmienne objaśniające	Oszacowane parametry (statystyki t-Studenta)			
	(4a)	(4a)+zmiennie d_{99} i d_{00}	(4b)	(4c)
stała	0,0868 (3,116)	0,119 (5,026)	0,0801 (2,639)	0,0686 (3,314)
R_1^N $\frac{PPI_{t+4}^c/PPI_t}{PPI_t/PPI_{t-4}}$	-0,242 (-2,244)	-0,413 (-6,219)	-	-
R_1^N $\frac{PPI_t/PPI_{t-4}}{PPI_t/PPI_{t-4}}$	-	-	-0,236 (-1,883)	-
R_1^N	-	-	-	-0,160 (-2,244)
$\ln(Y_{t+4}^c/Y_t)$	-	0,392 (1,921)	-	-
d_{99}	-	-0,0361 (-2,789)	-	-
d_{00}	-	-0,0309 (-2,584)	-	-
AR(1)	0,485 (2,710)	-	0,433 (2,457)	0,407 (2,280)
R^2	0,509	0,661	0,404	0,421
skor. R^2	0,471	0,607	0,363	0,382
DW	1,961	2,030	1,954	1,953
A.I.C.	-7,735	-8,003	-7,567	-7,597
S.C.	-7,593	-7,770	-7,430	-7,460
Próba	1993:3-2000:3	1993:2-2000:3	1993:3-2001:2	1993:3-2001:2

Przedstawione oszacowania parametrów równania $\Delta \ln \left(\frac{K_t^P}{PPI_t} \right)$ prowadzą

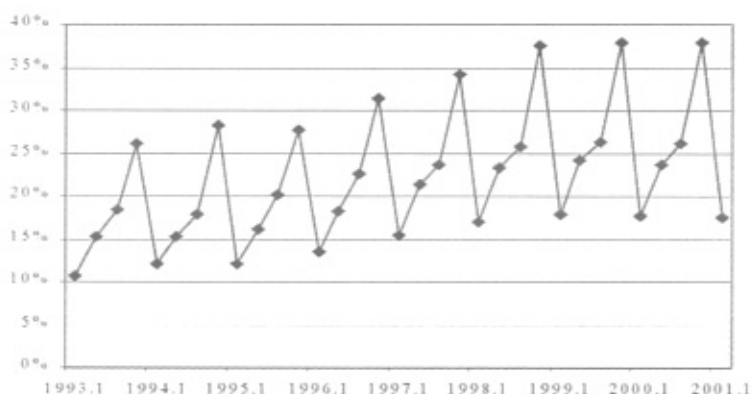
do następujących wniosków:

- * Równania (4a-c) objaśniają zmienność stopy wzrostu kredytów przedsiębiorstw w ok. 47,1%. Niska wartość skorygowanych współczynników determinacji przy równaniach (4a-c) wynika stąd, iż są to równania pierwszych przyrostów różnicowych i nie należy się spodziewać wysokich skorygowanych R^2 .
- * Wysokość stopy oprocentowania kredytów istotnie statystycznie, negatywnie wpływała na zmiany tempa zadłużenia się przedsiębiorstw. Porównując wartości kryteriów Akaike'a i Schwarza dla tych trzech równań można przyjąć, że kadra menedżerska przy podejmowaniu decyzji kredytowych, kieruje się realną stopą procentową uwzględniającą oczekiwania inflacyjne. Dlatego też właśnie równanie (4a) zostało następnie rozszerzone o kolejne zmienne egzogeniczne.
- * Oczekiwany poziom stopy wzrostu gospodarczego istotnie statystycznie wpływał na stopę wzrostu kredytów przedsiębiorstw. Wzrost oczekiwanej dynamiki PKB o 1% przekładał się na wzrost analizowanej stopy wzrostu kredytów o 0,39%.

* Porównanie wartości bezwzględnych statystyk t-Studenta przy stopie oprocentowania kredytów oraz oczekiwanej stopie wzrostu PKB wskazuje, że większe znaczenie dla kształtowania się stopy wzrostu kredytów przedsiębiorstw ma pierwsza z tych zmiennych.

Ostatnią wielkością badaną w tej części opracowania były inwestycje. Początkowo próbowano ich zmienność uzależnić od zmienności PKB. Jednakże otrzymane szacunki parametrów okazały się niezadowolające, gdyż elastyczność inwestycji względem PKB kształtowała się na poziomie przewyższającym 2. Dlatego analizowano dalej równanie udziału inwestycji w PKB. Wskaźnik ten charakteryzuje się wysoką sezonowością, szczególnie w czwartym kwartale każdego roku (por. rysunek 5).

Rysunek 5. Kwartalny udział inwestycji w PKB w latach 1993-2000 (w %)

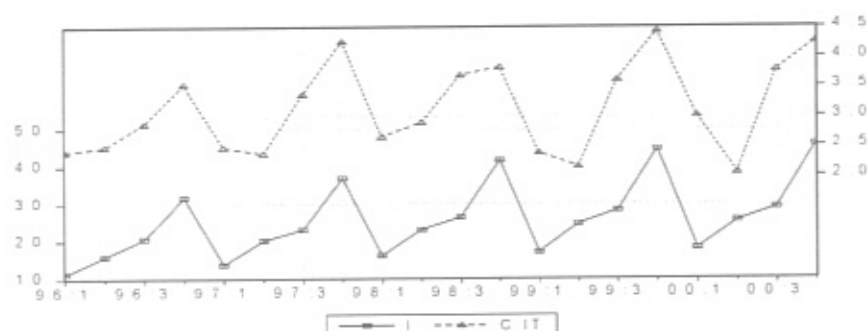


Źródło: obliczenia własne na podstawie [Kelm, 1999] i [Biuletynów Statystycznych, GUS, różne wydania z lat 1998-2000]

Ma to swe źródło w obowiązujących zasadach rachunkowości: na koniec roku do inwestycji zaliczana jest produkcja w toku. Można także zauważyć słabnącą tendencję wzrostu udziału inwestycji w PKB w badanym okresie. W roku 2000 nastąpiło nawet nieznaczne zmniejszenie wartości omawianego wskaźnika.

W modelu, który poddano weryfikacji statystycznej przyjęto, że udział inwestycji w PKB będzie determinowany przez stopę oprocentowania kredytów. Przy modelowaniu równania przetestowano wpływ zarówno oprocentowania nominalnego, jak i realnego. Próbowano także powiązać inwestycje z poziomem podatków dochodowych przedsiębiorstw (CIT). Porównanie kształtowania się tych wielkości w latach, dla których dostępne były odpowiednie dane statystyczne, wykazało na dodatnią zależność między nimi (por. rysunek 6).

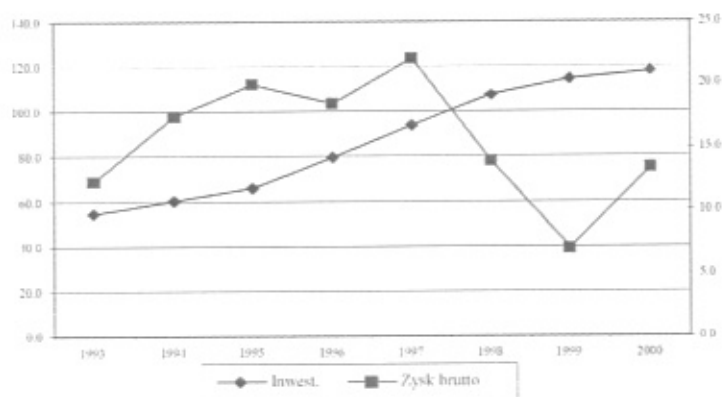
Rysunek 6. Inwestycje a podatek dochodowy od przedsiębiorstw CIT
(mld PLN, ceny 1996) w latach 1996-2000



Zródło: obliczenia własne na podstawie [Kelm, 1999], [Biuletyny Statystyczne, GUS, różne wydania z lat 1998-2000] i danych uzyskanych z Ministerstwa Finansów RP

Ten zaskakujący (jak może się na pierwszy rzut oka wydawać) wynik jest skutkiem bardzo silnej zależności wartości CIT od wyników finansowych osiągniętych przez przedsiębiorstwa. Firmy inwestowały więcej nie ze względu na podniesienie obciążeń podatkowych, lecz z powodu zwiększenia podstawy opodatkowania, czyli zysku brutto (por. rysunek 7). Dlatego też zrezygnowano z uzależniania wielkości inwestycji od wielkości CIT.

Rysunek 7. Inwestycje i zysk brutto przedsiębiorstw w latach 1993-2000 (mld PLN, ceny 1996)



Źródło: jak przy rysunku 1

Ostatecznie estymowano równanie stopy inwestycji w następujących wariantach:

$$i_t = \alpha_0 - \alpha_1 \frac{R_t^{K6}}{PPI_{t+4}^e / PPI_t} \quad (5a)$$

$$i_t = \alpha_0 - \alpha_1 \frac{R_t^{K6}}{PPI_t / PPI_{t-4}} \quad (5b)$$

$$i_t = \alpha_0 - \alpha_1 R_t^{K6} \quad (5c)$$

gdzie i_t to stopa inwestycji rozumiana jako udział inwestycji w PKB w okresie t .

Wyniki oszacowań parametrów równań (5a-c) przedstawia tablica 3.

Tablica 3

Oszacowane parametry równań (5a-c)

Zmienne objaśniające	Oszacowane parametry (statystyki t-Studenta)		
	(5a)	(5b)	(5c)
Stała	0,333 (21,857)	0,344 (22,133)	0,309 (27,249)
$\frac{R_t^{K6}}{PPI_{t+4}^e / PPI_t}$	-0,475 (-8,462)	-	-
$\frac{R_t^{K6}}{PPI_t / PPI_{t-4}}$	-	-0,533 (-9,000)	-
R_t^{K6}	-	-	-0,330 (-9,528)
d_1	-0,0622 (-6,974)	-0,0611 (-7,195)	-0,0614 (-7,536)
d_1	0,109 (11,744)	0,113 (12,742)	0,112 (13,247)
R^2	0,926	0,934	0,939
skor. R^2	0,918	0,927	0,933
DW	1,594	1,444	1,582
A.I.C.	-7,649	-7,672	-7,757
S.C.	-7,464	-7,491	-7,586
Próba	1993:1-2000:3	1993:1-2001:1	1993:1-2001:1

Wyniki zawarte w tablicy 3 uprawniają do postawienia następujących wniosków.

* Prezentowane równania determinują kształtowanie się udziału inwestycji w PKB w ok. 91,8%.

- * Stopa procentowa istotnie statystycznie wpływa na wielkość zmiennej objaśnianej. Wzrost (spadek) stopy procentowej o 1 punkt procentowy przekładał się na spadek (wzrost) wskaźnika udziału inwestycji o ok. 0,33-0,53 punktu procentowego.
- * Kryteria Akaike'a i Schwarz'a wskazują, że udział inwestycji przedsiębiorstw w PKB najlepiej opisywany jest przez nominalną stopę oprocentowania kredytów.

Dochody osobiste ludności, efektywne opodatkowanie dochodów a stopy oszczędności według danych z badań budżetów gospodarstw domowych

W tej części opracowania dokonano analizy zależności pomiędzy dochodami osobistymi ludności, efektywnymi stopami opodatkowania dochodów osobistych ludności oraz stopami oszczędności gospodarstw domowych w Polsce. Analiza ta oparta jest na danych statystycznych z [*Budżetów gospodarstw domowych* w latach 1994-99].

Prowadzone analizy statystyczne oparte są na modelu ECM postaci:

$$\Delta_4 s_t = \beta_0 + \beta_1^S \Delta_4 \ln(YD_t) - \beta_2^S \Delta_4 \text{PIT}_t + \\ - \lambda s_{t-4} + \lambda \beta_1^L \ln(YD_{t-4}) - \lambda \beta_2^L \text{PIT}_{t-4} \quad (6)$$

gdzie s_t to stopa oszczędności gospodarstw domowych, YD_t – dochody ogółem gospodarstw domowych, PIT_t – efektywne stopy podatkowe PIT w dochodach z pracy (wszystkie dane z [*Budżetów gospodarstw domowych*, 1994-99]). Parametry strukturalne równania (6) można interpretować ekonomicznie następująco: β_0 jest stałą, która nie ma bezpośredniej interpretacji ekonomicznej; β_1^S i β_1^L to wyrażone w punktach procentowych przyrosty stopy oszczędności powstałe na skutek wzrostu dochodów ogółem gospodarstw domowych w krótkim i w długim okresie, β_2^S i β_2^L są zaś wyrażonymi w punktach procentowych spadkami owej stopy oszczędności powstałymi na skutek wzrostu efektywnej stopy PIT-u o 1 punkt procentowy w krótkim i w długim okresie, $\lambda \in (-2;0)$ jest współczynnikiem korygującym odchylenia od długookresowej ścieżki czasowej stopy oszczędności.

Oszacowane MNK parametry równania (6) przedstawiają się następująco:

$$\Delta_4 s_t = 0,495 + 0,252 \Delta_4 \ln(YD_t) - 1,280 \Delta_4 \text{PIT}_t + \\ \begin{matrix} (0,447) & (2,022) & (-1,276) \\ -0,514 s_{t-4} - 0,0679 \ln(YD_{t-4}) + 0,216 \text{PIT}_{t-4} - 0,0591 d_{98} \\ (-1,712) & (-0,485) & (0,318) & (-3,107) \end{matrix}$$

$R^2=0,874$ skor. $R^2=0,816$ DW=1,948 A.I.C.=-7,711 S.C.=-7,362

próba: 1995:1-1999:4

Z powyższych oszacowań parametrów równania (6) można wyciągnąć następujące wnioski natury *sensu stricte* statystycznej:

- * Model ECM owego równania objaśnia zmienność $\Delta_4 s_t$ w ok. 81,6%.
- * Długookresowy wpływ zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą okazał się nieistotny statystycznie (por. odpowiednie statystyki t-Studenta).
- * Wpływ efektywnej stopy podatkowej na stopę oszczędności w krótkim okresie okazał się istotny statystycznie jedynie na poziomie istotności przewyższającym 20% (por. wartość statystyki t-Studenta przy zmiennej $\Delta_4 \text{PIT}_t$), choć znak relacji pomiędzy tymi zmiennymi jest poprawny z makroekonomicznego punktu widzenia.
- * Wpływ dochodów ogółem na stopę oszczędności w krótkim okresie okazał się istotny statystycznie (na poziomie istotności nieco powyżej 6%). Co więcej, jednoprocentowy wzrost dochodów ogółem gospodarstw domowych przekładał się na wzrost stopy oszczędzania o ok. 0,25 punktu procentowego.

Ponieważ długookresowe efekty wpływu YD i PIT na stopę oszczędzania okazały się nieistotne statystycznie, dlatego też zdecydowano się na redukcję równania (6) do równania pierwszych przyrostów postaci:

$$\Delta_4 s_t = \beta_0 + \beta_1^s \Delta_4 \ln(YD_t) - \beta_2^s \Delta_4 \text{PIT}_t \quad (7)$$

Oszacowane parametry równania (7) są następujące:

$$\Delta_4 s_t = 0,000303 + 0,288 \Delta_4 \ln(YD_t) - 0,552 \Delta_4 \text{PIT}_t - 0,0837 d_{98}$$

(0,0464) (2,389) (-1,117) (-6,179)

$$R^2=0,838 \text{ skor. } R^2=0,808 \text{ DW}=2,107 \text{ A.I.C.}=-7,762 \text{ S.C.}=-7,563$$

próba: 1995:1-1999:4.

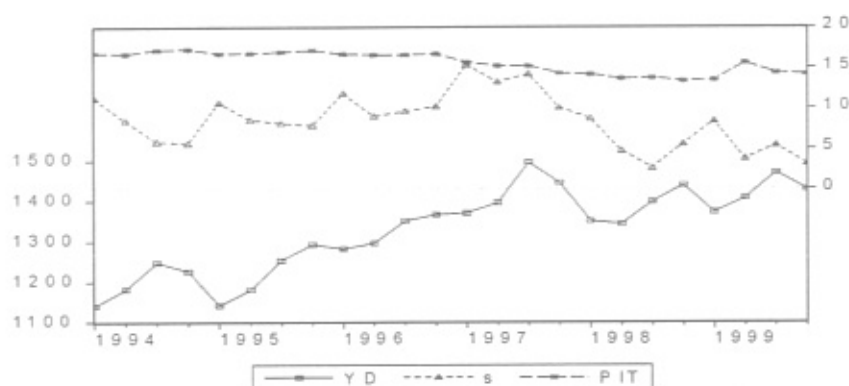
Z oszacowań równania (7) wynika, iż zwiększył się wpływ dochodów ogółem na stopę oszczędności, zaś wpływ efektywnej stopy podatkowej pozostał nadal nieistotny statystycznie (wpływ efektywnej stopy podatkowej na stopę oszczędności staje się istotny statystycznie na poziomach istotności powyżej 28%).

W budżetach gospodarstw domowych dane o podatkach od dochodów z pracy (stałej, dorywczej i sezonowej) nie obejmują rocznego wyrównania podatku PIT i zawierają głównie miesięczne płatności podatkowe. Roczne rozliczenia PIT nie zawsze mogą być przypisane do miesięcznych płatności podatkowych, gdyż gospodarstwo może być badane w innym miesiącu niż zapłaciło wyrównanie PIT. Może to być jedną z przyczyn małej zmienności zmiennej PIT w estymowanym równaniu (6). Stąd też wynikać może niska istotność statystyczna na wpływu tej zmiennej na stopę oszczędności gospodarstw domowych zarówno

w pełnym modelu ECM, jak i w jego postaci zredukowanej do zależności krótkookresowych.

Ponadto niska istotność statystyczna wpływu stóp opodatkowania dochodów z pracy gospodarstw domowych na stopę oszczędzania gospodarstw domowych wynikać może z dużo silniejszego wpływu realnych dochodów osobistych na oszczędności (por. rysunek 8). Istotne przyrosty stóp oszczędzania gospodarstw domowych wystąpiły w okresie boomu gospodarczego lat 1995-97, kiedy to bardzo szybko rósł PKB i dochody osobiste gospodarstw domowych. Sukcesywne zmniejszanie się efektywnych stóp podatkowych w latach 1996-98 nie kompensowało spadku stóp oszczędzania, wynikającego głównie z obniżania się stopy wzrostu dochodów gospodarstw domowych w latach 1997-98.

Rysunek 8. Stopy oszczędności, stopy podatkowe (w %) i dochody z pracy (w PLN, ceny 1996) w Polsce w latach 1994-99



Zródło: obliczenia własne na podstawie [Budżetów gospodarstw domowych, 1994-99]

Podsumowanie i wnioski dla polityki gospodarczej

Prowadzone w opracowaniu analizy można podsumować następująco:

- * Z teorii wynika, iż jeśli oszczędności gospodarstw domowych reagują pozytywnie na zmiany stóp procentowych, to spodziewana reakcja stóp oszczędności na opodatkowanie dochodów jest z reguły ujemna. Negatywny wpływ opodatkowania całości dochodów gospodarstw domowych (obejmujących dochody z pracy i dochody z oszczędności) jest silniejszy od ujemnego wpływu na oszczędności podatków typu konsumpcyjnego (od dochodów z pracy). Stąd wniosek, że przejście od podatków dochodowych w kierunku podatków od konsumpcji może mieć pozytywny wpływ na oszczędności. Oznacza to w istocie brak podatków od dochodów kapitałowych.

- * Analiza wpływu stóp procentowych na oszczędności, wyrażone przyrostami depozytów osób fizycznych w Polsce w latach 1993-2000 pokazała, że przyrost depozytów silnie pozytywnie reaguje na realną stopę procentową odniesioną do oczekiwanej stopy inflacji. Co więcej, analizowany przyrost depozytów związany jest ujemnie z realnym kursem walutowym (liczonym jako złotówkowa cena waluty obcej). Wiązać to można z tym, iż realna aprecjacja złotego oznacza uwiarygodnienie krajowej waluty i prowadzonej polityki monetarnej. To zaś powoduje wzrost zaufania do bankowych lokat złotówkowych.
- * Przyrost kredytów osób fizycznych, zgodnie z założeniami teorii makroekonomicznej, reaguje silnie ujemnie na zmiany oczekiwanej realnej stopy procentowej oraz (słabiej) dodatnio na oczekiwaną stopę wzrostu gospodarczego. Może to tłumaczyć boom konsumpcyjny lat 1997-98, który wynikał z szybkiego tempa wzrostu PKB w latach 1995-97 i wysokich oczekiwań odnośnie dochodów gospodarstw domowych w przyszłości.
- * Zachowania przedsiębiorstw w dziedzinie kredytów (inwestycyjnych) są analogiczne do zachowań gospodarstw domowych, co do kierunku oddziaływania stóp procentowych i oczekiwanej stopy wzrostu PKB. Warto jednak zauważyć, iż siła oddziaływania obu zmiennych jest słabsza niż w przypadku gospodarstw domowych. Może to wynikać stąd, że kredyty przedsiębiorstw skierowane są w głównej mierze na kreację przyszłych przychodów (inwestycje), zaś gospodarstwa domowe nie spodziewają się w przyszłości przychodów od zaciągniętych kredytów, nawet w przypadku kredytów mieszkaniowych.
- * Szacunki parametrów funkcji stopy inwestycji w gospodarce polskiej sugerują, iż stopa ta reaguje najsilniej ujemnie na zmiany nominalnych stóp procentowych, a słabiej na zmiany realnych oczekiwanych stóp procentowych (choć różnice w kryteriach porównawczych Akaike'a i Schwarza pomiędzy wpływem nominalnych i realnych stóp procentowych na stopy inwestycji są niewielkie). Może to być statystyczny wyraz iluzji stóp procentowych, która związana jest z wysokim, bezwzględnym poziomem stóp procentowych w Polsce.
- * Wpływ opodatkowania (PIT i CIT) na oszczędności i inwestycje nie okazał się (raczej) istotny statystycznie i nie zawsze był zgodny z oczekiwaniami wynikającymi z teorii.
- * Zależność podatków CIT i stopy inwestycji należy badać w kontekście rentowności przedsiębiorstw. W latach 1998-99, gdy spadało opodatkowanie dochodów przedsiębiorstw (CIT) spadała również rentowność przedsiębiorstw, co było wynikiem obniżenia stopy wzrostu gospodarczego. Oba wspomniane procesy przełożyły się na obniżenie dynamiki krajowej stopy inwestycji. Dlatego też zależność pomiędzy stopą opodatkowania CIT a stopą inwestycji jest dodatnia.
- * Z kolei dla kształtowania się oszczędności gospodarstw domowych istotniejszy jest poziom i dynamika dochodów tych gospodarstw niż stopa opodatkowania dochodów. Zależność pomiędzy ogólną stopą podatku od do-

chodów osobistych PIT a oszczędnościami, wyrażonymi przyrostem depozytów, okazała się nieistotna na poziomie makroekonomicznym⁷. Wynikająca z teorii spodziewana, ujemna zależność między stopą podatku dochodowego a stopą oszczędzania gospodarstw domowych nie mogła być zweryfikowana w skali makroekonomicznej, ze względu na brak danych dotyczących zagregowanej stopy oszczędności gospodarstw domowych w ujęciu kwartalnym.

- * Z badań gospodarstw domowych wynika słaba, ujemna zależność pomiędzy stopą oszczędności gospodarstw domowych a stopą opodatkowania dochodów z pracy oraz silna, dodatnia zależność pomiędzy poziomem dochodów ogółem a stopą oszczędności. Analizy oparte na danych statystycznych z budżetów gospodarstw domowych mogą potwierdzać hipotezę, że podatki typu konsumpcyjnego (od dochodów z pracy) oddziałują słabiej (negatywnie) na stopę oszczędzania niż wpływają na nią (pozytywnie) realne stopy procentowe. Na podstawie dostępnych danych nie udało się autorom ustalić, czy oszczędności gospodarstw domowych reagują bardziej negatywnie na wzrost podatków dochodowych od całego dochodu osobistego, niż od dochodów z pracy.
- * Im wyższa (dodatnia) elastyczność stopy oszczędzania względem stopy przychodu od zainwestowanego kapitału, tym mniejsza jest racjonalność opodatkowania oszczędności i dochodów kapitałowych. Ponieważ oszczędności gospodarstw domowych reagują pozytywnie na zmiany stóp procentowych, polityka podatkowa powinna je chronić.

Bibliografia

- Bradford D., [2000], *Taxation, Wealth and Saving*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Charemza W.W., D.F. Deadman, [1997], *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- GUS, *Budżety gospodarstw domowych*, Warszawa, pełna baza danych z lat [1994-1999].
- GUS, *Biuletyny Statystyczne*, Warszawa, różne wydania z lat [1993-2001].
- Kaczorowski P., T. Tokarski, [1999], *Stopy procentowe a kredyty i depozyty podmiotów sektora niefinansowego*, w: B. Liberda, red. [1999], *Determinanty oszczędzania w Polsce*, Raport CASE, 28, Fundacja CASE, Warszawa, 71-82.
- Kelm R., [1999], *Kwartalny szacunek produktu krajowego brutto i popytu finalnego dla lat 1990-1997*, *Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki*, Uniwersytet Łódzki, Łódź.
- King M., [1980], *Savings and Taxation*, NBER Working Paper, no. 428, January, NBER, Cambridge, Massachusetts.
- Kotlikoff L.J., [1984], *Taxation and Savings: A Neoclassical Perspective*.
- Kotlikoff L.J., [1989], *What Determines Savings?*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 167-233.
- Libarda B., [2000], *Oszczędzanie w gospodarce polskiej. Teorie i fakty*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne – Bellona, Warszawa.
- Majsterek M., [1998], *Modele korekty błędem i ich zastosowanie w modelowaniu plac przeciętnych*, *Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki*, Uniwersytet Łódzki, Łódź.

⁷ Współczynnik korelacji między udziałem podatku PIT w PKB a przyrostem depozytów osób fizycznych w latach 1993-2000 (ujęcie kwartalne) wynosił ok. 0,2.

- Owens J., [1994], *Taxation and Savings*, w: A. Heertje, [1994], *World Savings. An International Survey*, Blackwell, Oxford, 100-138.
- Summers L.H., [1981], *Capital Taxation and Accumulation in a Life Cycle Growth Model*, *American Economic Review*, 71, no. 4, 533-544.
- Tanzi V., H. Zee, [1998], *Taxation and Household Saving Rate: Evidence from OECD Countries*, IMF Working Paper, no. 36.
- Welfe A., [2001], *Czy współczesne modele dynamiczne zrewolucjonizowały ekonometrię?*, Referat na VII Kongres Ekonomistów Polskich, PTE, Warszawa, styczeń 2001.
- World Bank, [1998], *World Saving Data Base (WSDB)*, Washington.