Wiesława PRZYBYLSKA-KAPUŚCIŃSKA

LOKATY I OBLIGACJE FORMAMI TRANSFORMACJI OSZCZĘDNOŚCI W POLSCE W LATACH DZIEWIĘĆDZIESIĄTYCH

Oszczędności podmiotów niefinansowych – przedsiębiorstw i gospodarstw domowych mogą być wykorzystane przez nie w różny sposób. Alternatywami ich zastosowania mogą być:

- lokaty terminowe zarówno złotowe, jak i walutowe,
- zakupy obligacji skarbowych o różnych terminach wykupu.

Przedmiotem niniejszego opracowania jest weryfikacja alternatywnych sposobów zagospodarowania wolnych środków pieniężnych przez podmioty. Podjęta w nim została ocena spadku wielkości lokat bankowych klientów niefinansowych i jej relacja do wzrostu zakupów obligacji. Zamiarem autorki jest stwierdzenie, w jakim stopniu spadek lokat może być objaśniany przez wzrost popytu na obligacje.

1. Podstawy metodologiczne analizy statystycznej

W badaniu wykorzystano dane Narodowego Banku Polskiego za lata 1992-2000 zawarte w Biuletynie Informacyjnym NBP oraz dane Ministerstwa Finansów i Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie za ten sam okres, na oficjalnych stronach internetowych tych instytucji. Zebrane dane dotyczą kształtowania się wielkości terminowych lokat podmiotów niefinansowych – złotowych i walutowych oraz wielkości obrotów obligacjami skarbowymi na rynku giełdowym w ujęciu rocznym.

Przeprowadzone badanie ma na celu wyodrębnienie tendencji rozwojowych poprzez eliminację wahań przypadkowych i okresowych w szeregu czasowym

określonych danych. Wyrównanie szeregu danych empirycznych zostało dokonane metodą analityczną, polegającą na tym, że tendencję rozwojową szeregu wyraża się za pomocą funkcji matematycznej. Metoda ta pozwala na określenie parametrów funkcji, które w sposób syntetyczny objaśniają prawidłowości w rozwoju zjawiska. Rodzaj funkcji zależy od rozkładu zmiennych[1].

Zgodność dopasowania modelu do danych empirycznych została zweryfikowana za pomocą czterech wskaźników:

- odchylenia standardowego składnika resztowego, S_y, określającego, o ile przeciętnie odchylają się poszczególne wartości zmiennej od wartości teoretycznych wyznaczonych z oszacowanego równania trendu,
- współczynnika zbieżności (indeterminacji), ϑ^2, określającego, jaki procent zmienności zmiennej nie został wyjaśniony przez przyjętą funkcję trendu,
- współczynnika determinacji, R^2, określającego, jaki procent zmienności zmiennej został wyjaśniony przez oszacowanie równania trendu,
- współczynnika zmienności resztowej, V_y, objaśniającego, jaki procent średniego poziomu zaobserwowanej zmienności zmiennej objaśnianej stanowią odchylenia przypadkowe trendu[2].

Następnie badanie miało wykazać korelację pomiędzy dwoma zmiennymi – wielkością terminowych lokat bankowych podmiotów niefinansowych (osób i przedsiębiorstw prywatnych) a wielkością obrotów obligacjami skarbowymi na rynku giełdowym powszechnym. Ponieważ, zgodnie z panującą wśród inwestorów opinią, mogą to być alternatywne formy przeznaczenia środków pieniężnych gospodarstw domowych i przedsiębiorstw, zatem przyjęta została hipoteza o ujemnej korelacji pomiędzy zmiennymi. Badanie powinno ją zweryfikować poprzez określenie współczynnika korelacji $r_{(x,y)}$.

2. Dynamika i struktura lokat w latach 1992-2000

Procesy gromadzenia przez podmioty niefinansowe oszczędności pieniężnych w formie lokat bankowych w minionych latach przebiegały z różnym natężeniem. Cechowało je również duże zróżnicowanie strukturalne. Bankowe depozyty pieniężne osób prywatnych charakteryzował w latach 1992-1994 stopniowo słabnący trend nominalnego wzrostu. Mimo to w warunkach corocznego ograniczania stopy inflacji postępował systematyczny realny wzrost tych depozytów. Depozyty pieniężne, po ich głębokim spadku w latach 1990-1991, w ciągu 1992 roku, tj. w okresie

[1] M. Kędelski, I. Roeske-Słomka, *Statystyka*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 1996, s. 225.
[2] Ibidem, s. 231.

intensywnej odbudowy oszczędności, przyrosły o ponad 37%, w latach 1993-1994 zwiększały się nominalnie o około 35% rocznie, a w 1995 roku o przeszło 30%[3].

W roku 1995 nastąpiła wyraźna zmiana tendencji występującej w procesach gromadzenia depozytów pieniężnych w bankach przez podmioty niefinansowe. Był to okres, w którym wystąpiło zdecydowane przyspieszenie dynamiki depozytów złotowych przy zahamowaniu wzrostu depozytów utrzymywanych w walutach obcych, szczególnie w przypadku gospodarstw domowych. Sytuacja taka wystąpiła w latach dziewięćdziesiątych po raz pierwszy. Stymulował ją przede wszystkim znaczący wzrost zaufania do pieniądza krajowego. W grudniu 1995 roku łączny stan depozytów pieniężnych osób prywatnych zgromadzonych w bankach realnie przekroczył poziom z roku poprzedniego o ponad 13%. Wkłady na rachunkach złotowych realnie zwiększyły się o ponad 47%, a wkłady walutowe przeliczone na złote obniżyły się realnie o przeszło 22%.

Spośród czynników oddziałujących na wybór kierunków i form gromadzenia oszczędności w 1995 roku do najistotniejszych należał powszechny wzrost zaufania do złotego jako waluty bezpiecznej, a zarazem bardziej dostępnej od innych form gromadzenia oszczędności, co należy wiązać z denominacją złotego oraz utrzymującą się, nadal relatywnie wyższą w stosunku do innych form gromadzenia oszczędności, opłacalnością lokowania wolnych środków finansowych w bankach. W rezultacie dwukrotnej obniżki przez bank centralny stóp procentowych, a także w miarę zmniejszenia się stopy inflacji nastąpiły powszechne, ale jednocześnie zróżnicowane co do skali, obniżki stóp oprocentowania depozytów, przede wszystkim terminowych, w poszczególnych rodzajach lokat bankowych. Jednak pomimo ogólnokrajowej bessy, co powodowało niską dochodowość inwestycji w akcje na giełdzie czy w fundusze inwestycyjne, lokowanie pieniędzy w bankach było w roku 1995 bardziej od innych dochodową formą gromadzenia oszczędności. Większym zainteresowaniem, z racji opłacalności, bezpieczeństwa oraz możliwości skorzystania z ulg podatkowych, cieszył się jedynie zakup obligacji skarbowych, jednakże ich podaż była ograniczona[4]. Przedstawione tendencje w kształtowaniu się wielkości depozytów sektora niefinansowego prezentuje tabela 1.

W roku 1996 utrwaliły się zasadnicze tendencje występujące od roku poprzedniego w procesach gromadzenia depozytów pieniężnych w bankach przez podmioty niefinansowe. Był to okres, w którym utrzymywała się dominująca skłonność do lokowania wolnych środków finansowych w pieniądzu krajowym, przy niewielkiej skłonności do gromadzenia depozytów w walutach obcych. Procesy gromadzenia oszczędności w bankach w 1996 roku przebiegały w warunkach umocnienia się powszechnego zaufania do pieniądza krajowego jako waluty bezpiecznej, a zarazem bardziej dostępnej od innych form gromadzenia oszczędności. Nie

[3] G. Mierzejewska, *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 1996, nr 5, s. 35.
[4] Ibidem, s. 36.

Tabela 1. Wielkości depozytów złotowych i walutowych (w ujęciu nominalnym) sektora niefinansowego w latach 1992-2000 (stan na 31 XII)

Wyszczególnienie (dane w mln zł)	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Depozyty złotowe sektora niefinansowego	23 129,2	29 851,4	42 969,5	63 425,5	87 955,1	115511,5	153013,2	178521,7	191662,2
- podmiotów gospodarczych:	10 954,3	13 585,9	20 869,9	23 752,9	30 558,7	34 615,0	43 429,5	54 433,6	48 385,9
bieżące	6 450,2	8 258,9	12 888,1	13 352,8	17 317,8	18 561,9	20 032,4	23 521,7	19 146,3
terminowe	4 504,1	5 328,0	7 981,8	10 400,1	13 240,9	16 053,1	23 397,1	30 912,1	29 239,6
- osób prywatnych:	12 174,9	16 265,6	22 099,5	39 682,6	57 396,4	80 896,4	109583,7	124087,9	143280,3
bieżące	1 667,8	2 555,0	3 735,4	6 512,6	11 084,4	15 094,8	20 693,3	25 437,1	27 145,6
terminowe	10 507,1	13 710,6	18 364,1	33 160,0	46 312,0	65 801,6	88 890,3	98 656,8	116134,7
Depozyty walutowe sektora niefinansowego	10 184,2	16 090,7	22 058,7	21 299,8	23 277,7	30 198,5	32 434,5	38 683,6	42 694,6
- podmiotów gospodarczych:	355,0	659,8	1 152,3	1 587,7	2 809,1	4 940,8	7 963,7	8 330,1	9 885,5
bieżące	137,5	155,3	495,8	960,5	1 489,3	2 329,2	2 541,9	3 056,5	3 793,3
terminowe	217,5	504,5	656,5	627,2	1 319,8	2 611,6	5 421,8	5 273,6	6 092,2
- osób prywatnych:	9 829,3	15 430,9	20 906,4	19 712,2	20 468,6	25 257,7	24 470,8	30 353,5	32 809,1
bieżące	2 742,2	4 542,2	7 035,4	6 859,7	7 226,3	8 050,8	7 224,8	8 099,6	8 160,7
terminowe	7 087,1	10 888,7	13 871,0	12 852,5	13 242,3	17 206,9	17 246,0	22 253,9	24 648,4
Ogółem	**33 313,4**	**45 942,1**	**65 028,2**	**84 725,3**	**111 232,8**	**145 710,0**	**185 447,7**	**217 205,3**	**234 356,8**

Źródło: Dane NBP.

zachwiał tego przekonania nawet fakt, iż w ciągu 1996 roku generalnie nastąpiło obniżenie stóp oprocentowania wkładów i lokat w bankach. Jednak mimo dokonywanych przez banki redukcji stóp oprocentowania depozytów, poziom tego oprocentowania, ustalany dla wkładów rocznych, zapewniał co najmniej utrzymanie realnej wartości oszczędności założonych w bankach.

Można było jednak zaobserwować tendencję do skracania okresów utrzymywania środków pieniężnych w bankach poprzez lokowanie pieniędzy na krótsze terminy. W roku 1996 dynamika depozytów gromadzonych we wszystkich grupach rachunków terminowych, z wyjątkiem okresów najdłuższych, tj. przekraczających dwa lata, generalnie była znacznie słabsza niż w 1995 roku. W całym 1996 roku, podobnie jak rok wcześniej, najwyższym tempem wzrostu charakteryzowały się wkłady terminowe gromadzone na okresy najkrótsze. Wraz z wydłużaniem się okresów utrzymywania lokat w bankach dynamika tych grup depozytów była relatywnie słabsza[5].

W roku 1997 przeważała skłonność do lokowania wolnych środków pieniężnych w pieniądzu krajowym, przy niewielkiej skłonności do gromadzenia depozytów w walutach obcych. Wprawdzie na skutek wzrostu kursu złotego wobec USD nastąpiło pewne wzmożenie dynamiki wzrostu depozytów walutowych wyrażonych w złotych, nie wywołało to jednak zmian odwracających ogólne tendencje występujące w strukturze depozytów. Na preferencje podmiotów niefinansowych wpłynęły również warunki gromadzenia lokat, w szczególności oprocentowanie oferowane przez banki. W ślad za działaniami banku centralnego, związanymi ze zmianami podstawowych stóp procentowych, banki komercyjne również dokonywały korekt stóp oprocentowania depozytów i kredytów. W ciągu 1997 roku stopy oprocentowania wkładów i lokat w bankach podlegały różnokierunkowym zmianom. Obniżono oprocentowanie wkładów a vista i środków na rachunkach oszczędnościowo-rozliczeniowych, wzrosło natomiast oprocentowanie lokat terminowych o około 3 punkty procentowe, z wyjątkiem lokat miesięcznych, których oprocentowanie spadło o około 1,5 punktu procentowego. Nadal jednak można było zaobserwować występującą wśród podmiotów niefinansowych tendencję do skracania okresu utrzymywania środków pieniężnych w bankach[6]. Te tendencje można również zaobserwować w tabeli 1 oraz w tabeli 2.

Procesy gromadzenia oszczędności w bankach przez osoby prywatne w roku 1998 uległy, w porównaniu z rokiem poprzednim, pewnemu osłabieniu. Wzrosła natomiast aktywność podmiotów gospodarczych. Utrwaliły się również korzystne zmiany, świadczące o utrzymującym się zaufaniu do pieniądza krajowego. W dalszym ciągu wśród lokujących środki dominowała skłonność do gromadzenia oszczędności w pieniądzu krajowym, przy niewielkim zainteresowaniu gromadze-

[5] G. Mierzejewska, *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 1997, nr 5, s. 44.
[6] G. Mierzejewska, *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 1998, nr 5, s. 30.

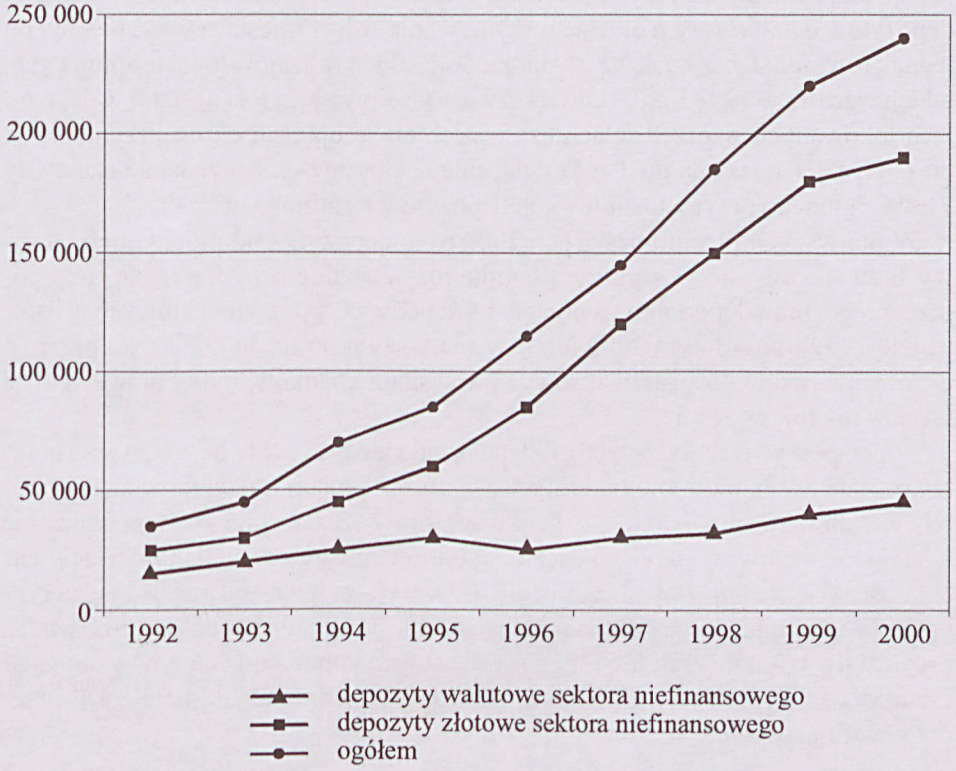
Tabela 2. Wielkości rocznych przyrostów depozytów pieniężnych sektora niefinansowego w latach 1992-2000 (w ujęciu nominalnym) – stan na 31 XII

Wyszczególnienie (dane w mln zł)	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Depozyty złotowe sektora niefinansowego	9 093,1	6 722,2	13 116,1	20 456,0	24 529,6	27 556,4	37 501,7	25 508,5	13 140,5
- podmiotów gospodarczych:	3 776,5	2 631,6	7 284,0	2 883,0	6 805,8	4 056,3	8 814,5	11 004,3	-6 047,9
bieżące	1 704,1	1 808,7	4 629,2	464,7	3 965,0	1 244,1	1 470,5	3 489,3	-4 375,4
terminowe	4 272,4	822,9	2 654,8	2 418,3	2 840,8	2 812,2	7 344,0	7 515,0	-1 672,5
- osób prywatnych:	5 316,6	4 090,8	5 833,9	17 573,1	17 723,8	23 500,0	28 687,3	14 504,2	19 192,4
bieżące	620,6	887,3	1 180,4	2 777,2	4 571,8	4 010,4	5 598,5	4 737,8	1 714,5
terminowe	4 695,9	3 203,5	4 653,5	14 795,9	13 152,0	19 489,6	23 088,7	9 766,5	17 477,9
Depozyty walutowe sektora niefinansowego	3 735,8	5 906,5	5 968,0	-758,9	1 977,9	6 920,8	2 236,0	6 249,1	4 011,0
- podmiotów gospodarczych:	31,3	304,8	492,5	435,4	1 221,4	2 131,7	3 022,9	366,4	1 555,4
bieżące	-	17,8	340,5	464,7	528,8	839,9	212,7	514,6	736,8
terminowe	-	287,0	152,0	-29,3	692,6	1 291,8	2 810,2	-148,2	818,6
- osób prywatnych:	3 704,6	5 601,6	5 475,5	-1 194,2	756,4	4 789,1	-786,9	5 882,7	2 455,6
bieżące	-	-1 800,0	2 493,2	-175,7	366,6	824,5	-826,0	874,8	61,1
terminowe	-	3 801,6	2 982,3	-1 018,5	389,8	3 964,6	39,1	5 007,9	2 394,5
Ogółem	**12 828,9**	**12 628,7**	**19 086,1**	**19 697,1**	**26 507,5**	**34 477,2**	**39 737,7**	**31 757,6**	**17 151,5**

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych NBP.

niem depozytów w walutach obcych. W okresie tym nastąpiło dość głębokie obniżenie się – o 10 punktów procentowych – nominalnego tempa wzrostu depozytów (z 36,3% w 1997 roku do 26,3% w 1998 roku), jednak zostało ono złagodzone przez silną redukcję stopy wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych. Wzrost depozytów zgromadzonych w systemie bankowym przekraczał stopę inflacji, dlatego również w 1998 roku utrzymał się realny wzrost depozytów pieniężnych zgromadzonych w bankach. Wśród depozytów złotowych najbardziej dynamiczny wzrost nastąpił w grupie lokat o najkrótszym okresie utrzymywania – do 1 miesiąca włącznie. Jednak mimo relatywnie wolniejszej, niż w poprzedniej grupie, dynamiki – największy wartościowo przyrost nastąpił w depozytach lokowanych w przedziałach czasowych o okresie utrzymywania: od powyżej 1 miesiąca do 3 miesięcy, od powyżej 3 miesięcy do 6 miesięcy oraz od powyżej 6 miesięcy do 1 roku włącznie.

Natomiast w odniesieniu do depozytów walutowych zasadnicze zmiany w strukturze, w porównaniu z rokiem poprzednim, polegały na wzroście udziału depozytów terminowych kosztem wkładów płatnych na każde żądanie. Zaznaczył się przy



Wykres 1. Kształtowanie się wielkości depozytów pieniężnych sektora niefinansowego w latach 1992-2000 (w mln zł)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych NBP

tym silniejszy wzrost udziału wkładów lokowanych na najkrótsze okresy, od 1 do 3 miesięcy włącznie oraz lokat złożonych na okres od 3 miesięcy do 1 roku. Zmalało natomiast znaczenie lokat utrzymywanych w banku najdłużej, powyżej 1 roku, które stanowiły najmniejszy odsetek depozytów walutowych[7].

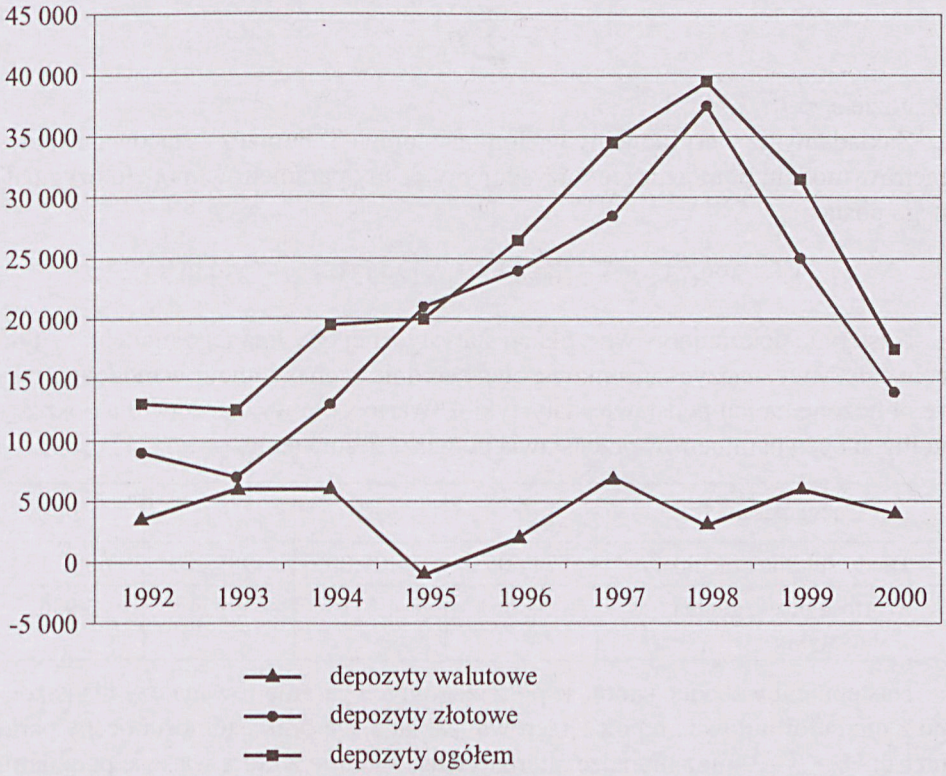
Również w 1999 roku oszczędności podmiotów niefinansowych utrzymywane w formie depozytów pieniężnych lokowanych w bankach rosły wolniej niż w latach poprzednich. Jednym z czynników determinujących procesy gromadzenia wolnych środków w bankach, szczególnie w przypadku gospodarstw domowych, było osłabienie dynamiki dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych, przy utrzymaniu wysokiego tempa wzrostu konsumpcji. Przyczyniło się do tego również zmniejszenie zainteresowania ze strony osób prywatnych utrzymywaniem depozytów w bankach, przy jednoczesnym wzroście zainteresowania podmiotów niefinansowych lokowaniem oszczędności w inne aktywa finansowe. W dalszym ciągu w strukturze lokat utrzymywała się zdecydowana przewaga depozytów gromadzonych w pieniądzu krajowym, które w 1999 roku stanowiły przeciętnie 4/5 ogólnej wielkości stanu depozytów podmiotów niefinansowych. W okresie tym najbardziej dynamiczny przyrost nastąpił, podobnie jak w roku poprzednim, w grupie depozytów o najkrótszym okresie utrzymywania – do 1 miesiąca włącznie, był on jednak również słabszy, jak w przypadku wszystkich rodzajów lokat terminowych, od ich wzrostu w 1998 roku. Największy wartościowo przyrost nastąpił w depozytach lokowanych w przedziałach czasowych obejmujących okres utrzymywania od powyżej 1 miesiąca do 1 roku włącznie. Lokaty w tym przedziale stanowiły 71,4% ogólnego przyrostu złotowych depozytów terminowych[8].

W pierwszych pięciu miesiącach 2000 roku depozyty podmiotów niefinansowych zwiększały się w szybszym tempie niż w analogicznym okresie roku poprzedniego, prawdopodobnie wpłynęły na to podwyżki stóp procentowych w listopadzie 1999 roku i lutym 2000 roku. W pierwszym półroczu 2000 roku przyrost depozytów podmiotów niefinansowych w systemie bankowym był prawie o 40% wyższy niż rok wcześniej[9].

W perspektywie najbliższych kilku lat nadal należy oczekiwać zmian w strukturze oszczędności podmiotów niefinansowych, w sytuacji funkcjonowania konkurencyjnych w stosunku do lokaty bankowej form oszczędzania. Nastąpi obniżenie udziału depozytów w oszczędnościach ludności ze względu na ich malejącą rentowność. Większa niż dotychczas część oszczędności inwestowana będzie na rynkach ubezpieczeniowych (III filar, ubezpieczenie na życie) i kapitałowych (zwłaszcza udziały w funduszach inwestycyjnych, a także kupno nowych typów obligacji oszczędnościowych) oraz za granicą, po wprowadzeniu pełnej liberalizacji przepływów finansowych.

---

[7] G. Mierzejewska, *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 1999, nr 6, s. 39.
[8] G. Mierzejewska, *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 2000, nr 5, s. 39.
[9] K. Sędzimir, *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 2000, nr 7, s.11.



Wykres 2. Kształtowanie się rocznych przyrostów depozytów pieniężnych sektora niefinansowego w latach 1992-2000

Źródło: Opracowanie własne

Przedstawione powyżej tendencje w kształtowaniu się wielkości i struktury depozytów sektora niefinansowego przedstawiają tabele 1 i 2 oraz wykresy 1 i 2.

Jak można zaobserwować na wykresie 2 – wielkości rocznych przyrostów depozytów pieniężnych sektora niefinansowego według stanu na koniec roku kształtują się zgodnie z funkcją wielomianową. Tak podstawioną hipotezę zweryfikuje przeprowadzone badanie[10].

Model oryginalny oparty na funkcji wielomianowej będzie miał postać:

$$Y = \sum_{k=0}^{n} \beta_k \, t^k .$$

Kolejne potęgi zmiennej czasowej t traktujemy jako kolejne pomocnicze zmienne objaśniające i szacujemy oraz weryfikujemy model liniowy względem tych pomocniczych zmiennych objaśniających. Rozpatrujemy więc model pomocniczy:

[10] Analizę stastystyczną opracowała K. Zgorzelska.

$$Y = \sum_{k=0}^{n} \rho_k \cdot z_k,$$

gdzie $z_k = t^k$, $k = 0, 1, \ldots, n$.

Zakładamy, iż weryfikujemy wielomian stopnia 3. Poprzez oszacowanie parametrów modelu pomocniczego uzyskujemy oceny parametrów modelu oryginalnego postaci:

$$Y = -399{,}73 \cdot t^3 + 5160{,}93 \cdot t^2 + 14733{,}44 \cdot t + 23940{,}52.$$

Następnie dokonujemy weryfikacji statystycznej otrzymanego modelu. W tym celu należy wyznaczyć szacunkowe błędy średnie ocen parametrów modelu, a także obliczone na ich podstawie statystyki t. Wartości te wyznaczone dla poszczególnych ocen parametrów przedstawia poniższe zestawienie.

Ocena parametru	β_3	β_2	β_1	β_0
Błędy średnie szacunku d	74,505	1129,00	4987,287	6082,12
Wartość bezwzględna statystyki t	5,365	4,571	2,954	3,936

Następnie, by zbadać istotność poszczególnych parametrów, należy dla każdego z nich sformułować hipotezę zerową, zakładającą brak istotności oceny parametru: $H_0 : \beta_i = 0$ oraz hipotezę alternatywną, zgodnie z którą wartość parametru istotnie różni się od zera: $H_1 : \beta_i \neq 0$.

Weryfikacji hipotezy zerowej dokonuje się poprzez porównanie wartości empirycznej statystyki rozkładu t-Studenta dla 5 stopni swobody i przy poziomie istotności 0,05, która wynosi 2,571, z bezwzględnymi wartościami statystyki t wyznaczonymi dla poszczególnych ocen parametrów. Ponieważ dla każdej z ocen parametrów modelu oryginalnego wartość bezwzględna tej statystyki jest większa od wartości empirycznej, zatem w każdym przypadku odrzucamy hipotezę zerową na korzyść alternatywnej, co oznacza, iż wyznaczone oceny parametrów istotnie różnią się od zera, a model oryginalny ma postać zaprezentowaną wcześniej.

By ocenić dobroć dopasowania modelu do danych empirycznych, wyznaczono odchylenia standardowe składnika resztowego. Wynosi ono $S = 2813{,}084$. Oznacza to, iż szacując wielkość depozytów na podstawie wyznaczonego równania trendu, można się pomylić przeciętnie o 2813,084 mln zł.

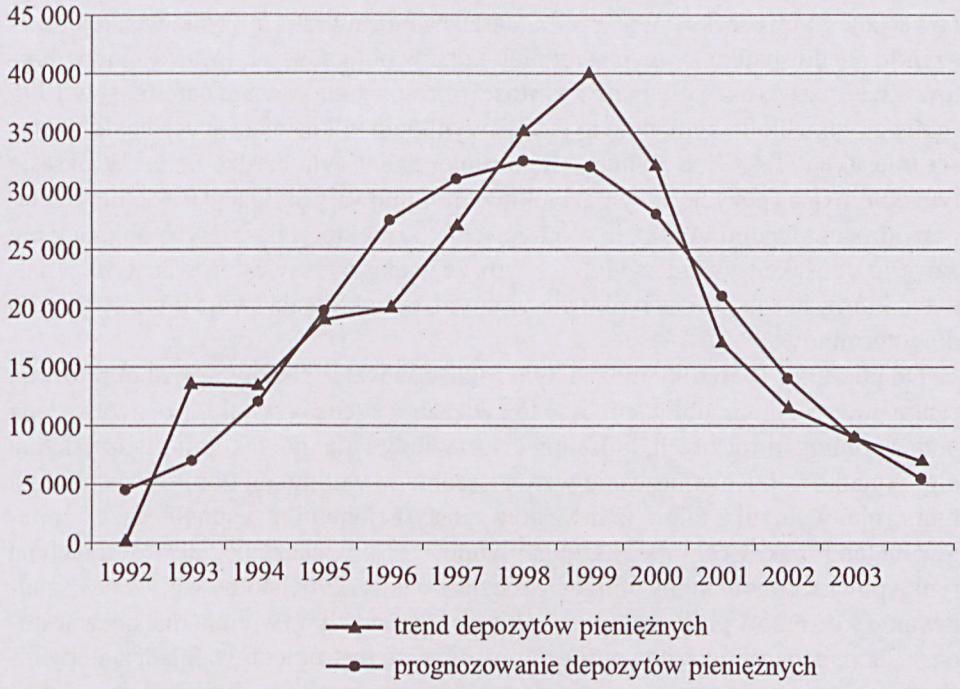
Natomiast współczynnik zmienności resztowej uzyskał wartość $V = 11{,}84\%$. Zatem odchylenia przypadkowe w rozpatrywanym równaniu trendu stanowią średnio około 11,84% przeciętnego stanu depozytów. Wskazuje to na niezbyt dobrą zgodność danych empirycznych z modelem trendu.

Współczynniki determinacji i indeterminacji wynoszą odpowiednio: $R^2 = 94{,}84\%$, $\vartheta^2 = 5{,}16\%$. Oznacza to, że zmienność stanu depozytów pieniężnych jest w 94,84%

określona przez przyjętą funkcję trendu, a 5,16% zmienności stanu depozytów zależy od innych czynników, nieuwzględnionych w modelu. Przeprowadzona weryfikacja pozwala stwierdzić, iż model jest dość dobrze dopasowany do danych empirycznych.

Prognoza dokonana metodą ekstrapolacji danych na podstawie wyznaczonej powyżej funkcji trendu wskazuje, iż wielkości rocznych przyrostów depozytów pieniężnych sektora niefinansowego będą stopniowo się zmniejszać do 2003 roku.

Wyznaczoną funkcję trendu oraz ekstrapolację wielkości rocznych przyrostów depozytów pieniężnych sektora niefinansowego przedstawia wykres 3.



Wykres 3. Funkcja trendu i prognoza wielkości depozytów pieniężnych w latach 2001-2003

Źródło: Opracowanie własne

3. Dynamika i struktura obligacji skarbowych

Głęboka recesja gospodarcza, jaka dotknęła Polskę w latach 1990-1993, połączona z wysoką inflacją i upadłością wielu przedsiębiorstw powodowała, iż podmioty niefinansowe, a w szczególności osoby prywatne wykazywały niewielkie zainteresowanie obligacjami. Tymczasem powodzenie funkcjonowania tego typu walorów

na rynku kapitałowym zależy przede wszystkim od zaufania społecznego do instytucji starających się, poprzez emisją dłużnych papierów wartościowych pozyskać dodatkowy kapitał.

Jednak od 1995 roku, czyli od momentu uchwalenia nowej ustawy o obligacjach i wprowadzenia szczegółowych regulacji dotyczących emisji i obrotu tymi walorami, znacznie wzrosły obroty obligacjami, zwłaszcza na rynku blokowym. Tymczasem już w połowie 1995 roku na rynku powszechnym odnotowano spadek notowań obligacji rocznych i trzyletnich, fakt ten wynikał przede wszystkim ze współzależności między rynkiem akcji a rynkiem obligacji (większość inwestorów traktowała lokatę w obligacje jako inwestycję dywersyfikującą ich portfele akcji i związane z nim ryzyko). Większe zainteresowanie inwestorów rynkiem akcji przyczyniło się do spadku zarówno średnich kursów obligacji, jak i wartości ich obrotów. Znaczny wzrost wolumenu i wartości obrotów odnotowano natomiast w 1995 roku na rynku blokowym, było to jednak wynikiem kilku, znaczących co do wartości transakcji. Tak więc płynność tego rynku nadal była bardzo mała. W okresie tym dominującą pozycję na rynku blokowym zajmowały obligacje trzyletnie i o stałym oprocentowaniu. A fakt, iż w odniesieniu do niektórych serii tych obligacji nie zawarto transakcji, świadczył tylko o tym, że większość inwestorów instytucjonalnych, którzy je zakupili na rynku pierwotnym, potraktowała swoje inwestycje jako długoterminowe[11].

Od początku 1996 roku można było zaobserwować znaczny wzrost obrotów na rynku powszechnym obligacji, było to związane przede wszystkim ze zwiększoną podażą obligacji rocznych, które inwestorzy indywidualni zakupili dla uzyskania ulgi podatkowej. Równocześnie wzrost średniego wolumenu obrotów na sesji na tym rynku wynikał z faktu, iż inwestorzy instytucjonalni przesunęli część kapitałów na ten rynek w celu zwiększenia płynności. Największy udział w obrotach na rynku powszechnym miały obligacje roczne serii IR1296. Istotny wpływ na kształtowanie się kursów poszczególnych obligacji rocznych wywierała miesięczna stopa inflacji, będąca podstawą oprocentowania tych instrumentów. Spadek stopy inflacji w tym okresie przyczynił się do spadku kursów obligacji rocznych.

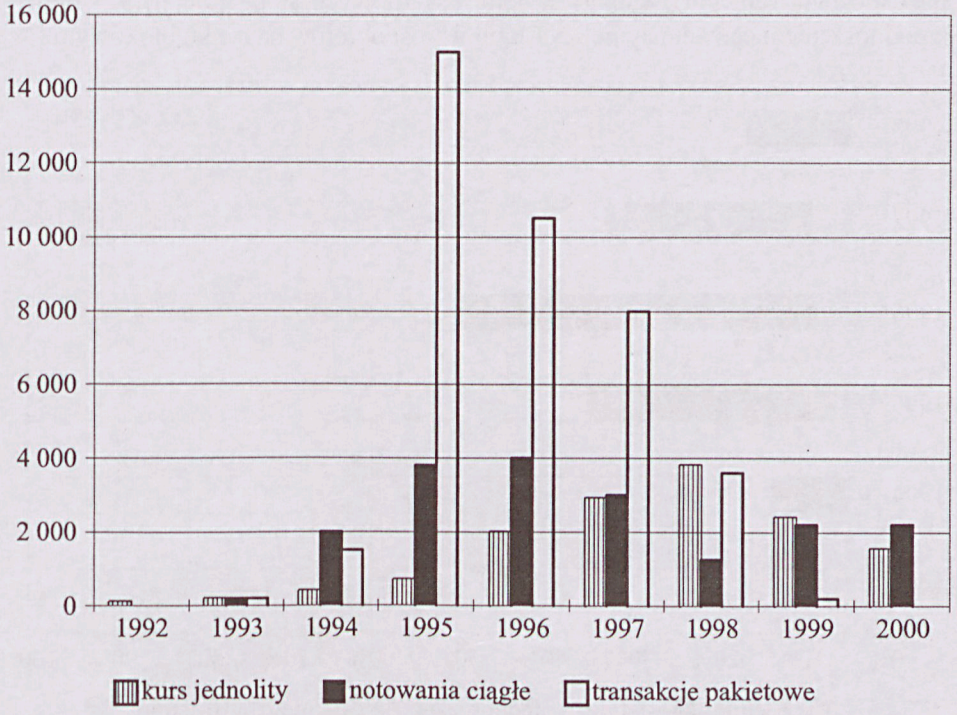
W omawianym okresie atrakcyjną inwestycją średnioterminową były obligacje trzyletnie, których kurs utrzymywał się na poziomie około 103% wartości nominału. Na rynku blokowym natomiast odnotowano nieznaczny wzrost wartości i wolumenu obrotów. Dominującą pozycję na tym rynku zajmowały obligacje trzyletnie. Poziom notowań walorów rocznych i trzyletnich był zbliżony na obu rynkach. Natomiast zawierane transakcje pakietowe wpłynęły na zwiększenie płynności rynku blokowego, choć ich spadek wywołał zmniejszenie się ogólnej liczby obrotów obligacjami[12].

---

[11] E. Kamińska, *Obligacje skarbowe na wtórnym rynku kapitałowym*, Analizy 1995, nr 9, s. 43.
[12] E. Kamińska, *Rynek papierów dłużnych w 1996 r.*, Analizy 1997, nr 1, s. 345.

W pierwszej połowie 1997 roku można było zaobserwować spadek obrotów na rynku powszechnym, wynikało to z tego, że większość inwestorów traktowała obligacje zakupione na rynku w tym roku jako inwestycje średnioterminowe. Jednak ostatecznie na koniec roku wartość obrotów na tym rynku była większa niż w roku 1996 o około 46%. Największy udział w obrotach na tym rynku w 1997 roku miały obligacje trzyletnie oraz roczne. Jednak zanotowano spadek obrotów obligacjami rocznymi, podczas gdy obroty obligacjami trzyletnimi wzrosły prawie trzykrotnie. Natomiast na rynku blokowym nastąpił prawie 30% spadek obrotów, dotyczyło to zwłaszcza obligacji o stałym oprocentowaniu, a także obligacji rocznych i trzyletnich. Tego spadku nie zrekompensował wzrost obrotów obligacjami dziesięcioletnimi, chociaż nadal utrzymuje się niewielkie zainteresowanie tymi walorami ze względu na ich płynność na rynku wtórnym[12].

W roku 1998, w porównaniu z rokiem poprzednim, zmniejszyła się wartość obrotów ogółem – wynikało to ze spadku obrotów na rynku blokowym oraz w systemie transformacji pakietowych. Ten spadek związany był przede wszystkim ze



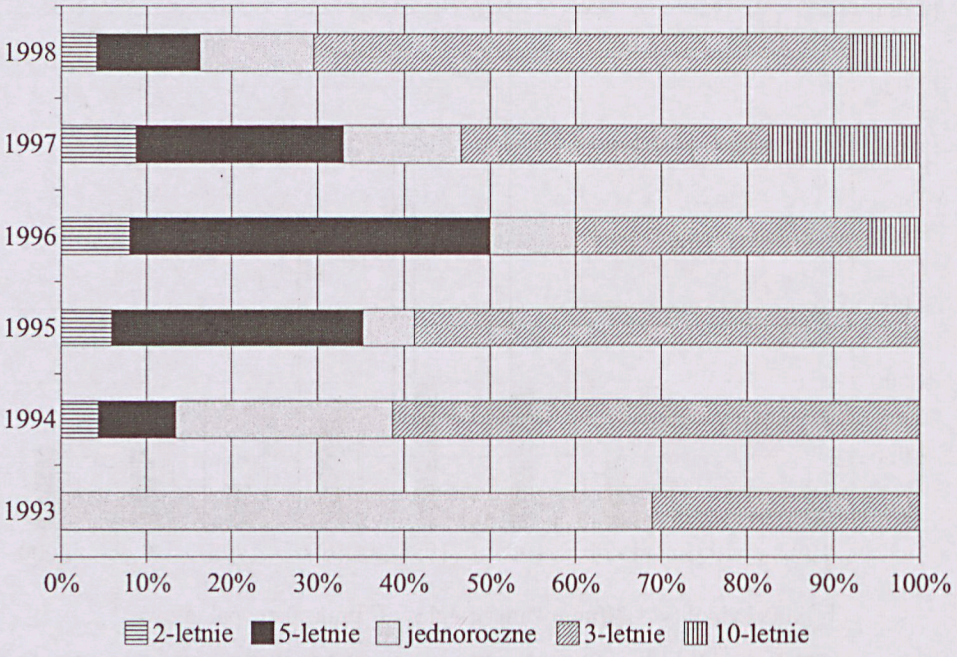
Wykres 4. Wielkość obrotów obligacjami na rynku giełdowym w mln zł z podziałem na rynki notowań

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GPW w Warszawie

[13] E. Kamińska, *Wtórny rynek obligacji*, Analizy 1998, nr 5.

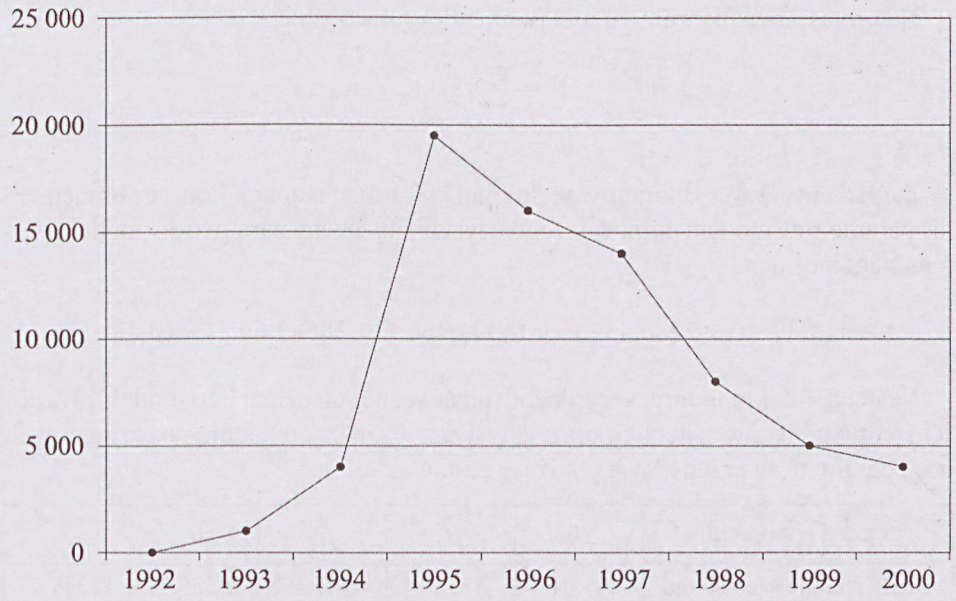
zmniejszeniem się zainteresowania inwestorów instytucjonalnych wtórnym rynkiem obligacji. Inwestorzy ci nabywali skarbowe papiery wartościowe na przetargach i w większości trzymali je do wykupu. Spadek obrotów na rynku blokowym wyniósł 58,3%, natomiast na rynku transakcji pakietowych 53,6%. Jedynie na rynku powszechnym wartość obrotów wzrosła ogółem o 34,9%, ale ze względu na niską płynność tego rynku uczestniczyli w nim wyłącznie inwestorzy indywidualni. Ich aktywność na rynku powszechnym wynikała z faktu, iż w okresie tym, ze względu na dużą niestabilność rynku akcji oraz panującą tam tendencję spadkową, byli oni zainteresowani innymi niż akcje, instrumentami finansowymi. Obroty ogółem, liczone dla wszystkich systemów notowań zmniejszyły się w 1998 roku o 36,4%[14].

W roku 1999 zanotowano spadek aktywności inwestorów na rynku powszechnym. Wiązało się to z faktem, iż atrakcyjność papierów skarbowych była dla wielu inwestorów indywidualnych niewielka. Proces spadku atrakcyjności był związany z jednej strony ze spadkiem rentowności bazowej, na której opiera się oprocentowanie danego instrumentu (rentowność bonów skarbowych, stopa inflacji), a z drugiej – z podnoszeniem ceny emisyjnej. Nastąpił wzrost obrotów na rynku blokowym.[15]



Wykres 5. Struktura obrotów obligacjami na rynku głównym
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych NBP

[14] E. Kamińska, *Rynek giełdowy w Polsce w 1998 r.*, Analizy 1999, nr 5, s. 70.
[15] E. Kamińska, *Rynek giełdowy w Polsce*, Analizy 2000, nr 1, s. 53.



Wykres 6. Kształtowanie się obrotów obligacjami na rynku giełdowym w latach 1992-2000 (w mln zł)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GBW w Warszawie

W roku 2000 (stan na koniec września) zanotowano dalszy spadek obrotów na rynku powszechnym i w systemie notowań ciągłych, natomiast na rynku blokowym wielkość obrotów utrzymuje się na poziomie z roku ubiegłego.

Omówione powyżej tendencje dotyczące kształtowania się wielkości obrotów obligacjami na rynku giełdowym oraz struktury tych obrotów przedstawiają wykresy 4-6.

Jak można zaobserwować na wykresie 6, wielkości obrotów obligacjami kształtują się zgodnie z funkcją trendu składającą się z dwóch segmentów – w pierwszym segmencie obejmującym lata 1992-1994 obroty obligacjami zmieniały się zgodnie z funkcją wykładniczą, natomiast w segmencie drugim, w latach 1995--2000, wielkości obrotów obligacjami zmieniały się zgodnie z funkcją wielomianową. Jednak ze względu na to, iż w pierwszym segmencie znajdują się tylko trzy obserwacje, podczas gdy dla poprawności konstruowania modelu wymagane są cztery obserwacje, przyjęte zostało upraszczające założenie, iż wielkość obrotów obligacjami w całym badanym okresie kształtuje się zgodnie z funkcją wielomianową. Tę hipotezę zweryfikuje przeprowadzone badanie.

Model oryginalny oparty na funkcji wielomianowej ma postać:

$$Y = \sum_{k=0}^{n} \beta_k t^k .$$

Natomiast rozpatrywany model pomocniczy ma postać:

$$Y = \sum_{k=0}^{n} \rho_k \cdot z_k ,$$

gdzie $z_k = t^k$, $k = 0, 1, \ldots, n$.

Zakładamy, iż weryfikujemy wielomian czwartego stopnia. Poprzez oszacowanie parametrów modelu pomocniczego uzyskujemy oceny parametrów modelu oryginalnego postaci:

$$Y = 114{,}39 \cdot t^4 + 2286{,}43 \cdot t^3 + 14374{,}46 \cdot t^2 + 28683{,}64 \cdot t + 16390{,}45.$$

Następnie dokonujemy weryfikacji statystycznej otrzymanego modelu. Wartości średnich błędów szacunku oraz statystyk t wyznaczonych dla poszczególnych ocen parametrów przedstawia poniższe zestawienie.

Ocena parametru	β_4	β_3	β_2	β_1	β_0
Błędy średnie szacunku d	41,01	823,35	4947,42	16335,17	13347,77
Wartość bezwzględna statystyki t	2,79	2,777	2,899	1,756	1,228

Po weryfikacji hipotezy zerowej, zakładającej brak istotności poszczególnych ocen parametrów, czyli poprzez porównanie wartości empirycznych statystyki rozkładu t-Studenta dla czterech stopni swobody i przy poziomie istotności 0,05, która wynosi 2,776, z bezwzględnymi wartościami statystyki t wyznaczonymi dla poszczególnych ocen parametrów, uzyskujemy model postaci:

$$Y = 114{,}39 \cdot t^4 + 2286{,}43 \cdot t^3 + 14374{,}46 \cdot t^2 + 16390{,}45^{16}.$$

Fakt, iż dwa z wyznaczonych parametrów okazały się nieistotne, może wynikać z założeń upraszczających, przyjętych na początku badania. Założenia te wpłynęły również na wielkość charakterystyk modelu wyznaczonych w celu oceny dobroci dopasowania modelu do danych empirycznych.

Wyznaczone odchylenie standardowe składnika resztowego wynosi $S = 1431{,}29$. Oznacza to, iż szacując wielkość obrotów obligacjami na podstawie wyznaczonego równania trendu można się pomylić przeciętnie o 1431,29 mln zł.

Natomiast współczynnik zmienności resztowej uzyskał wartość: $V = 18{,}54\%$. Zatem odchylenia przypadkowe w rozpatrywanym równaniu trendu stanowią średnio około 18,54% przeciętnych obrotów obligacjami. Wskazuje to na bardzo słabą zgodność danych empirycznych z modelem trendu.

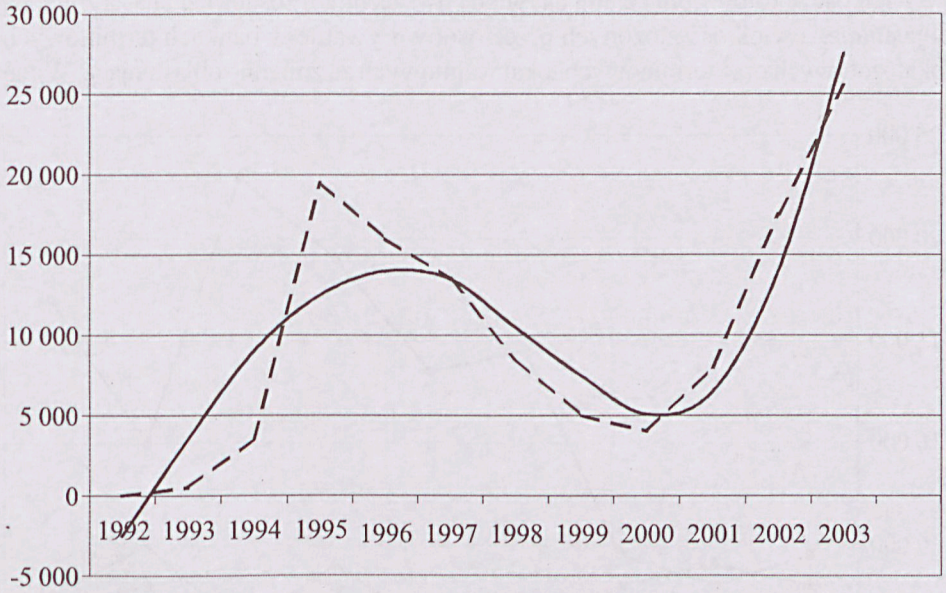
---

[16] Wyraz wolny, pomimo jego nieistotności został uwzględniony, gdyż jego eliminacja oznaczałaby konieczność kolejnej weryfikacji.

Współczynniki determinacji i indeterminacji wynoszą odpowiednio: R^2 = = 87,94%, ϑ^2= 12,6%. Oznacza to, że zmienność obrotów obligacjami jest w 87,94% określona przez funkcję trendu, aż 12,06% zmienności obrotów obligacjami zależy od innych czynników, nieuwzględnionych w modelu. Przeprowadzona weryfikacja pozwala stwierdzić, iż model jest słabo dopasowywany do danych empirycznych.

Prognoza dokonana metodą ekstrapolacji danych na podstawie wyznaczonej powyżej funkcji trendu wskazuje, iż wielkość obrotów obligacjami będzie stopniowo rosnąć do 2003 roku.

Wyznaczoną funkcję trendu oraz ekstrapolację wielkości obrotów obligacjami przedstawia wykres 7.



Wykres 7. Funkcja trendu i prognozowane wielkości obrotów obligacjami w latach 2001-2003

Źródło: Opracowanie własne

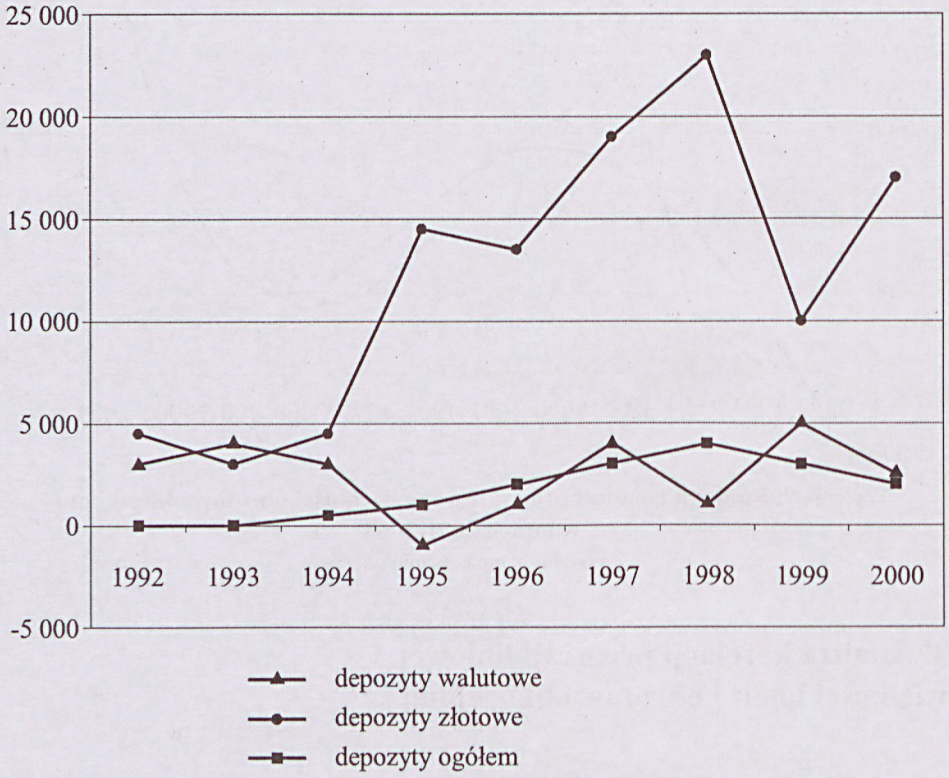
4. Analiza korelacji i regresji liniowej wielkości lokat i obrotów obligacjami

W przeprowadzonej poniżej analizie korelacji pomiędzy wielkością obrotów obligacjami a wielkością złożonych w bankach przez podmioty niefinansowe depozytów, wzięto pod uwagę dane dotyczące kształtowania się przyrostów rocznych lo-

kat terminowych gospodarstw domowych jako adekwatnych przedstawicieli sektora niefinansowego oraz wielkości nabytych przez nie obligacji na właściwym dla nich rynku giełdowym – rynku powszechnym (wyeliminowano rynek blokowy ze względu na obecność na nim przede wszystkim instytucji finansowych). W przeprowadzonej analizie korelacji wzięto pod uwagę głównie terminowe depozyty i obrót obligacjami na rynku wtórnym gospodarstw domowych.

Podstawą tej analizy jest przyjęte wcześniej założenie o istnieniu korelacji wielorakiej pomiędzy wielkością lokat terminowych złotowych i walutowych osób prywatnych, a zakupem przez nie obligacji na rynku powszechnym jako alternatywnej formy przeznaczania wolnych środków pieniężnych. Przyjęto hipotezę, iż zależność pomiędzy zmiennymi jest ujemna. W celu jej weryfikacji przeprowadzono stosowne obliczenia.

Wielkość obrotów obligacjami na rynku powszechnym została uznana za zmienną objaśnianą, a wielkość złożonych przez osoby prywatne w bankach terminowych lokat złotowych oraz terminowych lokat walutowych za zmienne objaśniające. W ten



Wykres 8. Terminowe lokaty pieniężne osób prywatnych a obrót obligacjami na rynku powszechnym w latach 1992-2000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych NBP i GPW

sposób chciano wykazać wpływ wielkości złożonych lokat na stan nabytych obligacji.

W celu wykazania tego wpływu należało obliczyć współczynnik korelacji pomiędzy parami zmiennych. Prezentuje je macierz korelacji P, przy czym:

Y – wielkość obrotów obligacjami w mln zł,

X_1 – wielkość terminowych lokat złotowych złożonych w bankach przez osoby prywatne,

X_2 – wielkość terminowych lokat walutowych złożonych w bankach przez osoby prywatne,

$$P = \begin{vmatrix} 1 & 0{,}77165 & -0{,}0389 \\ & 1 & -0{,}4444 \\ & & 1 \end{vmatrix}.$$

Zgodnie z wynikiem zaprezentowanym w macierzy korelacji P zależność $r_{YX_1} = 0{,}77165$ pomiędzy wielkością obrotów obligacjami na rynku powszechnym a wielkością lokat złotowych osób prywatnych jest silna. Słaba jest natomiast zależność $r_{YX_2} = -0{,}0389$ pomiędzy wielkością obrotów obligacjami na rynku powszechnym a wielkością terminowych lokat walutowych gospodarstw domowych. W pierwszym przypadku jest to zależność dodatnia, a w drugim ujemna. Wyniki te przeczą powszechnie panującej opinii o istnieniu silnej konkurencyjności pomiędzy tymi formami przeznaczania wolnych środków pieniężnych sektora niefinansowego. Słaba jest natomiast zależność $r_{X_1X_2} = -0{,}4444$ pomiędzy wielkością terminowych lokat złotowych i walutowych osób prywatnych.

Współczynnik korelacji $R_{YX_1X_2}$ wynosi wówczas 0,832978, co oznacza silną zależność pomiędzy wielkością obrotów obligacjami na rynku powszechnym a wielkością złożonych w bankach terminowych lokat złotowych i walutowych osób prywatnych. Zależność ta jest dodatnia, co oznacza, że wzrost wielkości lokat terminowych gospodarstw domowych powoduje równoczesny wzrost obrotów obligacjami na rynku powszechnym.

Współczynniki korelacji cząstkowej pomiędzy zmiennymi wynoszą odpowiednio:

$$r_{YX_2X_1} = 0{,}533559,$$
$$r_{YX_1X_2} = 0{,}842718,$$
$$r_{X_1X_2Y} = -0{,}65198.$$

Współczynniki te prezentują siłę związku pomiędzy dwoma zmiennymi, z wyłączeniem wpływu na ten związek zmiennej trzeciej. Oznaczają one, iż korelacja jest silniejsza pomiędzy wielkością obrotów obligacjami a wielkością złożonych w bankach przez osoby prywatne terminowych lokat złotowych, niż pomiędzy wielkością obrotów obligacjami a terminowych lokat walutowych. W obu przypad-

kach jest to zależność dodatnia. Natomiast korelacja pomiędzy obu rodzajami lokat jest dość silnie ujemna – wzrost wielkości jednych powoduje spadek drugich.

Istotność badanego związku została wykazana za pomocą testu *F*-Fishera. W tym celu należy sformułować dwie hipotezy:

– hipotezę zerową:

$$H_0 : R_w = 0,$$

gdzie R_w jest współczynnikiem korelacji wielorakiej w populacji generalnej, zakładającej, że związek korelacyjny pomiędzy badanymi zmiennymi nie jest statystycznie istotny,

– hipotezę alternatywną:

$$H_1 : R_w > 0,$$

zgodnie z którą zależność korelacyjna pomiędzy zmiennymi jest statystycznie istotna.

Następnie dokonuje się sprawdzianu hipotezy zerowej poprzez wyznaczenie wartości statystyki *F*:

$$F = 84{,}72.$$

Na tej podstawie można podjąć decyzję weryfikacyjną, poprzez odczytanie z tablic rozkładu *F*-Fishera-Snedecora wartości krytycznej sprawdzianu hipotezy zerowej dla 2 i 69 stopni swobody. Wynosi ona: ${}^{2}_{69}F_{0,05} = 1$.

Ponieważ $F = 84{,}72 > {}^{2}_{69}F_{0,05} = 1$, więc odrzucamy hipotezę zerową H_0 i przyjmujemy hipotezę alternatywną. Zatem związek korelacyjny między badanymi zmiennymi jest statystycznie istotny.

By wyznaczyć liniową funkcję regresji z dwoma zmiennymi postaci:

$$Y = a_0 + a_1 \cdot X_1 + a_2 \cdot X_2,$$

należy obliczyć współczynniki regresji cząstkowej, które wynoszą:

$$a_2 = 0{,}2544,$$

zatem wzrost wielkości złożonych przez osoby prywatne w bankach terminowych lokat złotowych o 1 mln zł powoduje wzrost wielkości obrotów obligacjami przeciętnie o 0,2544 mln (przy założeniu, że wielkość terminowych lokat walutowych będzie stała),

$$a_1 = 0{,}1793,$$

zatem wzrost wielkości złożonych przez osoby prywatne w bankach terminowych lokat walutowych o 1 mln zł powoduje wzrost obrotów obligacjami na rynku powszechnym przeciętnie o 0,1793 mln (przy założeniu, że wielkość terminowych lokat złotowych będzie stała),

$$a_0 = -1316{,}07.$$

Równanie regresji liniowej ma zatem postać:

$$Y = -1316{,}07 + 0{,}1793 \cdot X_1 + 0{,}2544 \cdot X_2.$$

W celu zbadania zgodności dopasowania modelu do danych rzeczywistych wyznaczono odchylenie standardowe składnika resztowego, które wyniosło $S_Y = 0{,}09644$. Oznacza to, iż szacując wielkość obrotów obligacjami na rynku powszechnym na podstawie wyznaczonego równania regresji można się pomylić przeciętnie o 0,09644 mln zł.

Natomiast współczynnik zmienności losowej osiągnął wartość $V_Y = 0{,}66\%$. Zatem zaledwie 0,66% średniego poziomu zaobserwowanej zmienności obrotów obligacjami stanowią odchylenia przypadkowe trendu. Model jest zatem dobrze dopasowany do danych empirycznych.

Współczynniki determinacji oraz indeterminacji wynoszą odpowiednio: $R^2 = 0{,}71061$, $\vartheta^2 = 0{,}28939$. Oznacza to, iż zmienność obrotów obligacjami jest w 71,06% określona zmianami wielkości terminowych lokat złotowych i walutowych składanych w bankach przez osoby prywatne, natomiast aż 28,94% zmienności obrotów obligacjami na rynku powszechnym nie została wyjaśniona przez te zmienne. Inne powody wywołujące zmienność obrotów obligacjami to przede wszystkim zmiany stopy inflacji i rentowności bonów skarbowych, od których to uzależnione jest oprocentowanie niektórych obligacji, a także wielkość dochodów gospodarstw domowych i ogólna koniunktura w gospodarce.

Na podstawie przeprowadzonej analizy można więc stwierdzić, iż panująca opinia o konkurencyjności względem siebie lokat i instrumentów rynku kapitałowego, takich jak obligacje, nie znalazła potwierdzenia. Okazuje się bowiem, iż wzrost wielkości lokat pociąga za sobą wzrost wielkości nabytych przez osoby prywatne obligacji, a nie ich spadek. Może to być spowodowane ciągłym wzrostem dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych, co zwiększa wolne środki pozostające im do ulokowania w inwestycje przynoszące dodatkowy dochód. Może to również wynikać z faktu, iż wzrasta świadomość współczesnych inwestorów, dlatego aby zminimalizować ryzyko poniesienia straty bądź utraty zainwestowanych środków, dokonują oni dywersyfikacji ryzyka poprzez przeznaczenie posiadanych środków pieniężnych na inwestycje zróżnicowane pod względem czasu, zysku i ryzyka.

Bibliografia

Elton E. J., *Nowoczesna strategia portfelowa i analiza papierów wartościowych*, Wydawnictwo WIG-Press, Warszawa 1998

Fabozzi F. J., *Rynki obligacji. Analiza i strategie*, Wydawnictwo WIG-Press, Warszawa 2000

Grzegorczyk W., *Polski rynek papaierów wartościwoych*, Biblioteka Menedżera i Bankowca, Warszawa 1993

Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inzynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1999

Jajuga K., Kuziak K., Markowski P., *Inwestycje finansowe. Rynki kapitałowe*, Wydawnictwo AE im. O. Langego, Wrocław 1997

Kamińska E., *Obligacje skarbowe na wtórnym rynku kapitałowym*, Analizy 1995, nr 9

Kamińska E., *Rynek giełdowy w Polsce w 1998 r.*, Analizy 1995, nr 5

Kamińska E., *Rynek giełdowy w Polsce*, Analizy 2000, nr 1

Kamińska E., *Rynek papierów dłużnych w 1996 r.*, Analizy 1997, nr 1

Kamińska E., *Wtórny rynek obligacji*, Analizy 1998, nr 5

Kędelski M., Roeske-Słomka I., *Statystyka*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 1996

Mierzejewska G., *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 1996, nr 5

Mierzejewska G., *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 1997, nr 5

Mierzejewska G., *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 2000, nr 5

Mierzejewska G., *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 1999, nr 6

Sędzimir K., *Sytuacja gospodarstw domowych*, Analizy 2000, nr 7