

## ROZDZIAŁ 10

### DEKOMPOZYCJA STRUKTURALNA ZMIAN OSZCZĘDNOŚCI SEKTORÓW INSTYTUCJONALNYCH W POLSCE

#### Wprowadzenie

Dekompozycja strukturalna definiowana jest jako metoda pozwalająca na wyróżnienie głównych przesunień wewnątrz gospodarki poprzez środki porównawczych statycznych zmian w kluczowych dla danego zjawiska grupach parametrów (Skolka, 1989). Wykorzystanie technik dekompozycji strukturalnej pozwala na wyjaśnienie determinant zmian określonych zmiennych w czasie poprzez oddzielenie zmian poszczególnych części składowych tych zmiennych oraz kwantyfikację podstawowych źródeł zmian wśród szerokiej grupy zmiennych.

W opracowaniu przedstawiono pokrótce metodologię dekompozycji strukturalnej, w tym etapy dekompozycji strukturalnej, problemy niejednoznaczności postaci dekompozycji, zakresu czasowego dekompozycji. Zaprezentowane badania empiryczne obejmują wskazanie źródeł zmian:

- rocznych strumieni oszczędności w gospodarce polskiej w latach 1991-2005,
- skłonności do oszczędzania, jako funkcji skłonności do oszczędzania i dochodów poszczególnych sektorów instytucjonalnych,
- oszczędności sektorów instytucjonalnych w latach 1995-2005.

#### Metodologia dekompozycji strukturalnej

Zastosowanie metody dekompozycji strukturalnej poprzedzone jest zapisaniem odpowiedniej tożsamości opisującej badaną zmienną. W najprostszym przypadku, ograniczającym się do dwóch zmiennych będących determinantami:  $y = x \cdot z$ , gdzie zmienne  $y$ ,  $x$  i  $z$  mogą być skalarami, wektorami lub macierzami. Zmiana poziomu zmiennej  $y$  w dwóch okresach czasu (0) i (1) jest równa:  $\Delta y = y(1) - y(0)$ , co może być zdekomponowane na zmiany jej determinant  $x$  i  $z$  według następujących formuł (Dietzenbacher, Los, 1998):

$$\begin{aligned} \Delta y &= x(1)z(1) - x(0)z(0) = \\ &= x(1)z(1) - x(0)z(1) - x(0)z(0) + x(0)z(1) = (x(1) - x(0))z(1) + x(0)(z(1) - z(0)) = \\ &= (\Delta x)z(1) + x(0)(\Delta z) \end{aligned} \tag{1a}$$

$$\begin{aligned} &= x(1)z(1) - x(1)z(0) - x(0)z(0) + x(1)z(0) = x(1)(z(1) - z(0)) + (x(1) - x(0))z(0) = \\ &= (\Delta x)z(0) + x(1)(\Delta z) \end{aligned} \tag{1b}$$

Powyższe dwie alternatywne formy dekompozycji addytywnej 1a i 1b są równoważne tylko w przypadku dwóch determinant. Składniki sumy określane są jako udziały zmian  $x$  i  $z$  w zmianach zmiennej  $y$ . Element  $(\Delta x)z(1)$  pokazuje wielkość, o jaką zmieniłaby się zmienna  $y$  w okresie (1) w porównaniu do (0) na skutek obserwowanej zmiany  $x$  w tym okresie, przy założeniu, że zmienna  $z$  w okresie (0) byłaby taka jak w okresie (1). Z kolei, element  $x(0)(\Delta z)$  pokazuje, o ile zmieniłaby się zmienna  $y$  w okresie (1) w porównaniu do (0), na skutek obserwowanej zmiany  $z$  w tym okresie, przy założeniu, że zmienna  $x$  w okresie (1)

byłaby taka jak w okresie (0). Analogicznie należy interpretować składniki równania 1b. Aby uniknąć konieczności przyjmowania założenia o stałości jednej ze zmiennych na poziomie z wybranego okresu, dla dwóch zmiennych determinujących  $y$  możliwe jest przyjęcie pośredniej formy dekompozycji, według której poziom zmiennych  $x$  i  $z$  z okresu (0) i (1) zostaje uśredniony:

$$\Delta y = (\Delta x) \left( \frac{1}{2} z(0) + \frac{1}{2} z(1) \right) + \left( \frac{1}{2} x(0) + \frac{1}{2} x(1) \right) (\Delta z). \quad (2)$$

Multiplikatywna forma dekompozycji, gdzie zmienna  $y$  definiowana jest jako iloczyn tylko dwóch zmiennych  $x$  i  $z$ , może być zapisana w sposób jednoznaczny:

$$\begin{aligned} \frac{y(1)}{y(0)} &= \frac{x(1)z(1)}{x(0)z(1)} \cdot \frac{x(0)z(1)}{x(0)z(0)} = \frac{x(1)}{x(0)} \cdot \frac{z(1)}{z(0)} \\ &= \frac{x(1)z(1)}{x(1)z(0)} \cdot \frac{x(1)z(0)}{x(0)z(0)} = \frac{z(1)}{z(0)} \cdot \frac{x(1)}{x(0)} \end{aligned} \quad (3)$$

W ogólnym przypadku zmienną  $y$  można przedstawić jako pewną funkcję argumentów  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , to jest:  $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ . Dekompozycja strukturalna poprzedzona powinna być wyznaczeniem kolejnych wartości zmiennej  $y$ :

$$\begin{aligned} y'_{(0)} &= f\{x_1(0), x_2(0), \dots, x_n(0)\} \\ y'' &= f\{x_1(0), x_2(0), \dots, x_n(1)\} \\ y''' &= f\{x_1(0), x_2(0), \dots, x_{n-1}(1), x_n(1)\} \\ &\dots \end{aligned} \quad (4a)$$

$$\begin{aligned} y^N &= f\{x_1(0), x_2(1), \dots, x_n(1)\} \\ y^{N+1}_{(1)} &= f\{x_1(1), x_2(1), \dots, x_n(1)\} \end{aligned}$$

oraz

$$\begin{aligned} y^{N+1}_{(1)} &= f\{x_1(1), x_2(1), \dots, x_n(1)\} \\ y^N &= f\{x_1(1), x_2(1), \dots, x_n(0)\} \\ y^{N-1} &= f\{x_1(1), x_2(1), \dots, x_{n-1}(0), x_n(0)\} \\ &\dots \end{aligned} \quad (4b)$$

gdzie  $y'_{(0)}$  i  $y^{N+1}_{(1)}$  to wartości empiryczne pochodzące odpowiednio z okresów (0) i (1), zaś pozostałe  $y'', y''', \dots, y^N$  są wartościami hipotetycznymi.

Dokonując dekompozycji addytywnej, zarówno dla kolejnych wartości  $y$  wyznaczonych według formuł 4a, jak i 4b,  $\Delta y$  można zapisać jako sumę następujących różnic:

$$\Delta y = (y^{N+1}_{(1)} - y^N) + (y^N - y^{N-1}) + \dots + (y''' - y'') + (y'' - y'_{(0)}) \quad (5)$$

Różnica  $(y^{N+1}_{(1)} - y^N)$  dla pierwszej postaci dekompozycji pokazuje jak zmieniłaby się zmienna  $y$  na skutek zmiany zmiennej  $x_1$ , różnica  $(y^N - y^{N-1})$  pokazuje jak zmieniłaby się zmienna  $y$  na skutek zmiany zmiennej  $x_2$  itd., przy założeniu stałości kolejnych zmiennych na poziomie z okresu (1), interpretując elementy wyznaczone w oparciu o wzór 4a. Podobnie interpretuje się elementy wyznaczone z drugiej formy dekompozycji (wzór 4b) tyle, że w odwrotnej kolejności i przy założeniu stałości kolejnych zmiennych na poziomie z okresu (0).

Dekompozycja multiplikatywna wyglądałaby tu w następujący sposób:

$$\frac{y(1)}{y(0)} = \frac{y_{(1)}^{N+1}}{y^N} \cdot \frac{y^N}{y^{N-1}} \cdot \dots \cdot \frac{y^I}{y_{(0)}^I}, \quad (6)$$

gdzie iloraz  $\frac{y_{(1)}^{N+1}}{y^N}$  należy interpretować jako procentową zmianę zmiennej  $y$  jako skutek wyizolowanej zmiany zmiennej  $x_1$ . Również w tym przypadku możliwe jest wyznaczenie średniej arytmetycznej lub geometrycznej odpowiednio z kolejnych różnic lub ilorazów obliczonych na podstawie dwóch polarnych form dekompozycji.

Wszystkie równoważne z punktu widzenia interpretacji postaci dekompozycji uzyskiwane są poprzez zastosowanie równania 4a lub 4b dla każdej permutacji elementów zbioru  $\{1, \dots, n\}$  i zapisanie  $n$  addytywnych komponentów w ich oryginalnej kolejności. Stąd ilość form dekompozycji jest równa liczbie permutacji, to jest  $n!$  Jak widać, postać dekompozycji strukturalnej nie jest jedyna. Nie istnieje kryterium umożliwiające wybór najlepszej postaci dekompozycji, a wybór ten ma znaczenie z uwagi na to, że w zależności od przyjętej postaci dekompozycji strukturalnej różne są wyniki mierzące udziały poszczególnych zmiennych w zmianach zmiennej  $y$ . Aby uogólnić otrzymane wyniki dekompozycji można wyznaczyć na przykład średnią z polarnych postaci dekompozycji (średnią arytmetyczną w przypadku addytywnej formy dekompozycji lub geometryczną, gdy dekompozycja została zapisana w formie multiplikatywnej).

Zapisane powyżej formuły dekompozycji strukturalnej odnoszą się do dwóch okresów (0) i (1), przy czym mogą to być okresy bezpośrednio sąsiadujące w czasie lub znacznie od siebie oddalone, gdzie (0) oznacza pierwszy okres, dla wykorzystywanego szeregu czasowego, a (1) ostatni. Możliwe jest również postępowanie iteracyjne, w którym wyznacza się oceny wpływu zmian wybranych zmiennych na zmiany dekomponowanej zmiennej w badanym okresie w porównaniu do poprzedniego. Następnie poprzez powiązanie łańcuchowe można pokazać wpływ zmian tych determinant w dłuższym horyzoncie czasowym.

### **Dekompozycja zmian oszczędności w gospodarce ogółem według podstawowej formuły oszczędności**

Oszczędności ogółem w gospodarce ( $S$ ) mogą być definiowane jako iloczyn skłonności do oszczędzania lub stopy oszczędności ( $s$ ) i dochodu, mierzonego Produktem Krajowym Brutto, Dochodem Narodowym lub dochodami do dyspozycji ( $Y$ ), czyli  $S = sY$ , przy czym relację oszczędności do PKB określa się stopą oszczędności, zaś relację oszczędności do dochodu do dyspozycji – skłonnością do oszczędzania.

Zgodnie z teorią ekonomii, wzrost skłonności do oszczędzania w bezpośredni sposób wpływa na wzrost oszczędności, również wzrost dochodu, zakładając stałą skłonność do oszczędzania, powoduje wzrost oszczędności (Carroll, Overland, Weil, 2000; Garbicz, Gola-chowski, 2004).

Addytywna forma dekompozycji strukturalnej może zostać zapisana w następujący sposób (por. wzór 1a i 1b):

$$\Delta S = \Delta s Y(1) + s(0) \Delta Y = \Delta s Y(0) + s(1) \Delta Y \quad (7)$$

lub uśredniając wartości zmiennych  $s$  i  $Y$  (por. wzór 2):

$$\Delta S = (\Delta s) \left( \frac{1}{2} Y(0) + \frac{1}{2} Y(1) \right) + \left( \frac{1}{2} s(0) + \frac{1}{2} s(1) \right) (\Delta Y). \quad (8)$$

Zaś dekompozycja multiplikatywna będzie następująca (por. wzór 3):

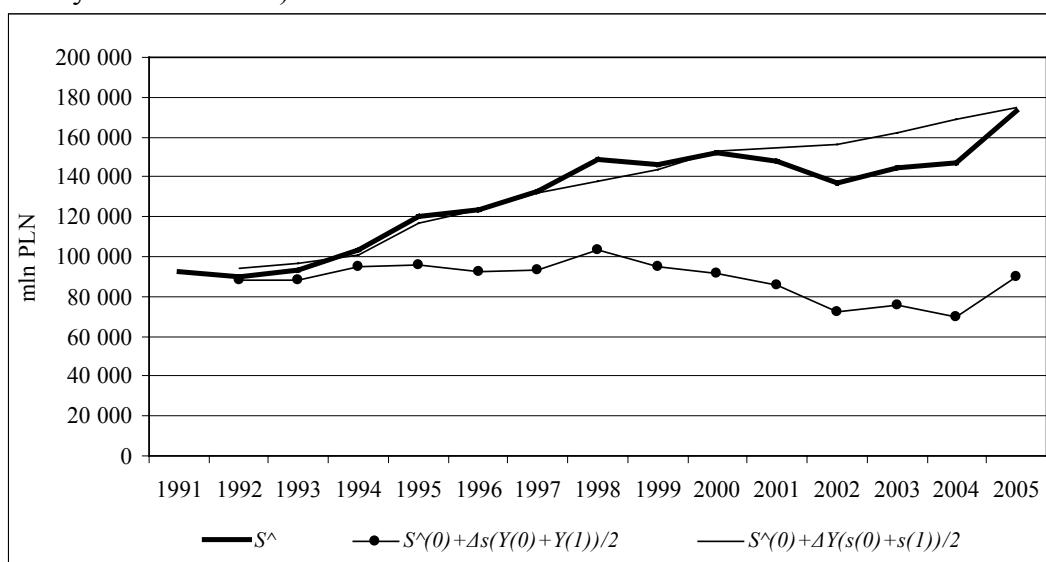
$$\frac{S(1)}{S(0)} = \frac{s(1)}{s(0)} \cdot \frac{Y(1)}{Y(0)}. \quad (9)$$

Przyjęto dwustopniowy schemat dekompozycji strukturalnej zmian oszczędności w

gospodarce polskiej. Po pierwsze, analizie poddano ocenę wpływu zmian skłonności do oszczędzania i dochodu (tutaj Produktu Krajowego Brutto) na zmiany oszczędności ogółem w gospodarce porównując ich poziom do wartości z roku poprzedniego, a zatem  $\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$  ( $t = 1992, 1993, \dots, 2005$ ) i analogicznie dla dekompozycji w formie multiplikatywnej. W drugim kroku, stosując nawiązanie łańcuchowe, wyznaczono łączny wpływ zmian wymienionych zmiennych na zmiany oszczędności w roku 2005 w stosunku do 1991. Takie postępowanie m.in. eliminuje obciążenie wyników dekompozycji związane ze zmianami w rozwiązaniach metodologicznych rachunków narodowych (na przykład wprowadzenia rachunków szarej strefy, które w znacznym stopniu odnosiły się właśnie do oszczędności).

Szeregi czasowe dla oszczędności brutto i PKB zostały utworzone poprzez urealnienie danych statystycznych pochodzących z rachunków narodowych. W celu wyrażenia wielkości analizowanych zmiennych w cenach stałych (z 2005 roku) wykorzystano publikowany deflator PKB oraz oszacowany deflator oszczędności<sup>1</sup>. Na podstawie uszeregowanych w ten sposób danych, obliczono kolejno hipotetyczne wartości oszczędności dla całego okresu objętego badaniem, to jest dla lat 1991-2005 (por. wzór 4a i 4b).

Rysunek 1. Wyniki dekompozycji strukturalnej zmian oszczędności w gospodarce polskiej (w cenach stałych z 2005 roku)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Rocznika Statystycznego RP 1996 oraz Rachunków narodowych według sektorów instytucjonalnych 1991-1997, 1995-2001 i 2000-2005

Na rysunku 1. pokazano kształtowanie się rocznych strumieni oszczędności w gospodarce polskiej oraz jak zmieniałyby się oszczędności na skutek wyizolowanych zmian stóp oszczędności i PKB. Jak już zostało napisane wcześniej, dekompozycja strukturalna przeprowadzona „rok do roku” eliminuje obciążenie wyników na skutek zmian wewnątrz systemu rachunków narodowych będących źródłem danych statystycznych. Wykres powyższy, opracowany na podstawie wyników addytywnej dekompozycji strukturalnej, przedstawia spójne metodologicznie strumienie oszczędności, to jest według metodologii danych statystycznych obowiązującej w 2005 roku. Zatem wielkości prezentowane na rysunku 1. różnią się od ofi-

<sup>1</sup> deflator dla oszczędności został skonstruowany jako średnia ważona z wskaźnika cen nakładów brutto na środki trwałe i wskaźnika cen dóbr i usług konsumpcyjnych, gdzie wagą dla pierwszego składnika średniej są relacje nakładów brutto na środki trwałe danego sektora do jego oszczędności w przypadku, gdy oszczędności przewyższają nakłady na środki trwałe, w przeciwnym wypadku deflator ten jest równy wskaźnikowi cen nakładów brutto na środki trwałe

cialnie publikowanych tym, że po pierwsze są to wielkości urealnione, a po drugie, strumienie oszczędności w latach 1991-1993 są wyższe od publikowanych ze względu na fakt nieuwzględniania w rachunkach narodowych w tym okresie rozmiarów szarej strefy. Dzięki temu, że dla 1994 roku są dostępne rachunki narodowe, zarówno te, które jeszcze nie obejmują szarej strefy, jak i już ją obejmują, możliwe było skonstruowania spójnego metodologicznie szeregu czasowego przedstawiającego realne wielkości rocznych strumieni oszczędności  $\hat{S}$  (w cenach stałych z 2005 roku).

Wyraźnie widać, że oszczędności generalnie charakteryzowały się tendencją rosnącą, zmniejszenie się strumienia oszczędności obserwowane było jedynie w latach 1992, 1999, 2001 i 2002. Dodatnie przyrosty oszczędności wynikały w większym stopniu ze zmian dochodu w gospodarce, aniżeli zmian stopy oszczędności, z wyjątkiem roku 1994, 1998, 2005, zaś spadki oszczędności w wymienionych wcześniej latach były konsekwencją przede wszystkim spadków w tych okresach stopy oszczędności. Na przykład, w 1992 roku oszczędności zmalałyby o około 3900 mln PLN (w cenach z 2005 roku) na skutek zmian stopy oszczędności, przy założeniu, że dochód pozostanie niezmienny. Gdyby jednak założyć stałość stopy oszczędności, to w wyniku zmiany dochodu oszczędności wzrosłyby o około 1800 mln PLN (w rzeczywistości spadły o 2048 mln PLN). Z kolei, gdyby w 2004 i 2005 roku dochód był taki sam, to oszczędności wzrosłyby o blisko 21000 mln PLN na skutek zmiany stopy oszczędności, zaś wyizolowana zmiana PKB była źródłem wzrostu oszczędności o około 5500 mln PLN. Okazało się, że wyniki dekompozycji addytywnej tylko w niewielkim stopniu zmieniają się w zależności od przyjętej postaci dekompozycji.

Wyniki dekompozycji strukturalnej w postaci multiplikatywnej (por. rysunek 2.) potwierdzają, że tendencja rosnąca, obserwowana w przypadku oszczędności, wynika ze zmian dochodu w gospodarce, mierzonego PKB. Na przykład, wzrost PKB obserwowany w 2003 roku w stosunku do 2002, przy założeniu stałej stopy oszczędności, spowodowałby wzrost strumienia oszczędności o 3,9%, zaś zmiana skłonności do oszczędzania, zakładając brak zmian PKB, byłaby źródłem wzrostu oszczędności jedynie o 2%. Na skutek obserwowanych zmian PKB i stopy oszczędności, oszczędności realnie wzrosły w tym roku o 6%.

W tabelicy 1. przedstawiono udziały zmian stopy oszczędności oraz dochodu w zmianach strumienia oszczędności w 2005 roku w porównaniu do 1991. Jak widać, skumulowany wzrost oszczędności w tym okresie wynikał ze wzrostu dochodu. Gdyby stopy oszczędności nie uległy zmianie, to oszczędności wzrosłyby o około 82500 mln PLN (w cenach z 2005 roku), to jest 95,4% na skutek zmian dochodu w tym okresie. Gdyby jednak dochód nie uległ zmianie, to zmiany stopy oszczędności spowodowałyby spadek oszczędności o blisko 2000 mln PLN, to jest 1,9%.

Tablica 1. Źródła zmian oszczędności w gospodarce polskiej w 2005 roku w porównaniu do 1991 (w cenach stałych z 2005 roku)

Postać dekompozycji		stopa oszczędności	dochód	Razem
addytywna	$\Delta sY(1) + s(0)\Delta Y$	-1734,3	82355,7	80621,5
	$\Delta sY(0) + s(1)\Delta Y$	-2173,4	82794,9	
	$(\Delta s)\left(\frac{1}{2}Y(0) + \frac{1}{2}Y(1)\right) + \left(\frac{1}{2}s(0) + \frac{1}{2}s(1)\right)(\Delta Y)$	-1953,8	82575,3	
multiplikatywna	$\frac{s(1)}{s(0)} \cdot \frac{Y(1)}{Y(0)}$	98,1	195,4	193,1

Źródło: obliczenia własne.

### Źródła zmian skłonności do oszczędzania w gospodarce narodowej ogółem

Oszczędności w gospodarce są sumą oszczędności poszczególnych sektorów instytucjonalnych. Formułę opisującą oszczędności można zatem zdekomponować w następujący sposób:

$$S = s_{NP}Y_{NP} + s_{GD}Y_{GD} + s_{FIN}Y_{FIN} + s_{PRZ}Y_{PRZ} + s_{RZ}Y_{RZ}, \quad (10)$$

gdzie:  $S$  – oszczędności brutto,

$Y$  – dochody do dyspozycji brutto<sup>2</sup>,

$s_{NP}$ ,  $Y_{NP}$  – skłonność do oszczędzania i dochody instytucji niekomercyjnych (non-profit),

$s_{GD}$ ,  $Y_{GD}$  – skłonność do oszczędzania i dochody gospodarstw domowych,

$s_{FIN}$ ,  $Y_{FIN}$  – skłonność do oszczędzania i dochody instytucji finansowych i ubezpieczeniowych,

$s_{PRZ}$ ,  $Y_{PRZ}$  – skłonność do oszczędzania i dochody przedsiębiorstw niefinansowych,

$s_{RZ}$ ,  $Y_{RZ}$  – skłonność do oszczędzania i dochody instytucji rządowych i samorządowych.

W tak zapisanym równaniu, oszczędności są funkcją 10 zmiennych. Przy czym w przypadku sektora przedsiębiorstw niefinansowych, ze względu na to, że oszczędności są jedną transakcją zapisaną na rachunku wykorzystania dochodów do dyspozycji, skłonność do oszczędzania z definicji jest równa 1 ( $s_{PRZ} = 1$ ). Zatem liczba determinant oszczędności zmniejsza się do 9 (do roku 1995 również  $s_{FIN} = 1$ , jednakże ze względu na wprowadzenie korekty z tytułu zmiany udziałów netto gospodarstw domowych w rezerwach funduszy emerytalnych  $s_{FIN} < 1$ ).

W celu dokonania dekompozycji zmian oszczędności w gospodarce, wyróżniając skłonności do oszczędzania i dochody do dyspozycji poszczególnych sektorów instytucjonalnych jako argumenty funkcji opisującej oszczędności, należy wyznaczyć kolejno wartości oszczędności według wzoru 10 zaczynając od podstawienia wartości wszystkich zmiennych z okresu (0), a następnie wymiany wartości jednego z argumentów na wartość z okresu (1), dwóch argumentów, trzech itd., aż do obliczenia wartości  $S$ , jako funkcji wszystkich zmiennych pochodzących z okresu (1).

Dekompozycja strukturalna zmian oszczędności w Polsce w latach 1991-2005, z wyróżnieniem skłonności do oszczędzania i dochodów poszczególnych sektorów instytucjonalnych, została przeprowadzona po uprzednim podzieleniu oszczędności ogółem i dochodów sektorów przez dochody do dyspozycji ogółem. W rezultacie tego, zmienną objaśnianą nie są zatem zmiany rocznych strumieni oszczędności w gospodarce, ale skłonności do oszczędzania ( $s$ ), zaś jej determinantami są zmiany skłonności do oszczędzania sektorów instytucjonalnych oraz udziałów dochodów tych sektorów w dochodach ogółem w gospodarce ( $y$ ):

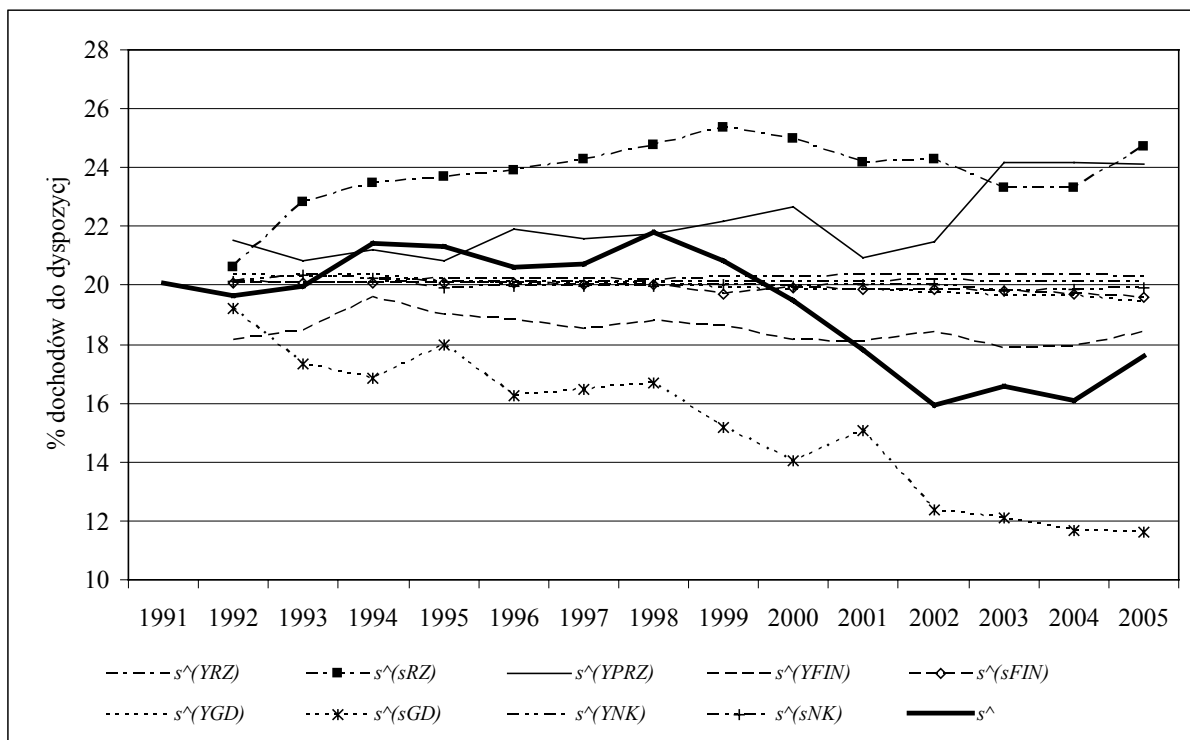
$$s = s_{NP}y_{NP} + s_{GD}y_{GD} + s_{FIN}y_{FIN} + y_{PRZ} + s_{RZ}y_{RZ}. \quad (11)$$

Wyniki dekompozycji wskazują na to, że wzrosty skłonności do oszczędzania w latach 1994 i 1998 wynikały przede wszystkim ze zmian udziału dochodów sektora instytucji finansowych i ubezpieczeniowych w dochodach ogółem oraz skłonności do oszczędzania instytucji rządowych i samorządowych. Gdyby wszystkie zmienne poza udziałem dochodów sektora instytucji finansowych i ubezpieczeniowych w dochodach ogółem pozostały *constans*, to skłonność do oszczędzania w gospodarce wzrosłaby w 1994 roku o 1,14 pkt %, a w 1998 roku o 0,27 pkt %, (w rzeczywistości wzrosła w 1994 roku o 1,46 pkt %, a w 1998 roku o 1,05 pkt %). Z kolei, wzrost opisywanej zmiennej w roku 2003 był konsekwencją przede wszystkim zmian udziału dochodów przedsiębiorstw niefinansowych w dochodach ogółem. Gdyby

<sup>2</sup> Z uwagi na to, że w przypadku niektórych sektorów instytucjonalnych PKB jest znacznie wyższe niż dochody do dyspozycji, wykorzystanie tutaj PKB w roli  $Y$  dla tych sektorów dałoby skłonność do oszczędzania przekraczającą 1.

zmianie uległa tylko ta zmienna, to skłonność do oszczędzania w gospodarce wzrosła o 2,66 pkt %, podczas gdy w rzeczywistości wzrosła jedynie o 0,6 pkt %. Źródłem wzrostu skłonności do oszczędzania w gospodarce polskiej w 2005 roku były zmiany udziału dochodów instytucji rządowych i samorządowych oraz finansowych i ubezpieczeniowych w dochodach ogółem. Spadki skłonności do oszczędzania w latach 1992, 1996, 1999, 2000, 2002, 2004 były konsekwencją zmian skłonności do oszczędzania gospodarstw domowych, w 1992 roku również zmian udziału dochodów instytucji finansowych i ubezpieczeniowych w dochodach ogółem, a w 2000 roku zmian skłonności do oszczędzania instytucji rządowych i samorządowych. Na przykład, gdyby wszystkie zmienne będące determinantami skłonności do oszczędzania zapisanymi w równaniu 11, oprócz skłonności do oszczędzania gospodarstw domowych, pozostały stałe, to skłonność do oszczędzania w gospodarce ogółem w 1992 roku spadłaby o 0,89 pkt % (w rzeczywistości skłonność do oszczędzania spadła o 0,41 pkt %, to jest 2,6 %), o 1,74 pkt % w 1996 (0,68 pkt %), o 1,51 pkt % w 1999 (0,97 pkt %), o 1,13 pkt % w 2000 (1,4 pkt %), o 2,69 pkt % w 2002 (1,86 pkt %) i o 0,43 pkt % w 2004 (0,46 pkt %). Źródłem spadku skłonności do oszczędzania w roku 2001 była zmiana udziału dochodów przedsiębiorstw niefinansowych w dochodach ogółem. Zmiany skłonności do oszczędzania w gospodarce polskiej w najmniejszym stopniu wynikały ze zmian udziału dochodów gospodarstw domowych w dochodach ogółem oraz skłonności do oszczędzania i udziału dochodów instytucji niekomercyjnych w dochodach ogółem w gospodarce.

Rysunek 2. Wyniki dekompozycji strukturalnej zmian skłonności do oszczędzania w gospodarce polskiej



Źródło: opracowanie własne

Spadek skłonności do oszczędzania w roku 2005 w porównaniu do 1991, będący efektem skumulowanych zmian tej zmiennej „z roku na rok”, po uwzględnieniu zmian w klasyfikacji niektórych sektorów instytucjonalnych, które zniekształcałyby faktyczną dynamikę zmian oszczędności, wyniósł blisko 2,5 pkt %. Wynikało to w największym stopniu ze spadku

skłonności do oszczędzania gospodarstw domowych, na co wskazują również wyniki cząstkowej dekompozycji. Gdyby obserwowane były jedynie zmiany tej zmiennej, a pozostałe kategorie ekonomiczne były stałe, to skłonność do oszczędzania w gospodarce spadłaby o 8,5 pkt %. W znacznie mniejszym stopniu spadek skłonności do oszczędzania w tym okresie był konsekwencją zmian udziału dochodów gospodarstw domowych i instytucji finansowych i ubezpieczeniowych w dochodach ogółem, skłonności do oszczędzania instytucji finansowych i ubezpieczeniowych oraz instytucji niekomercyjnych. Gdyby nie zmiany tych kategorii ekonomicznych, to na skutek zmian pozostałych zmiennych wymienionych w równaniu 11, skłonność do oszczędzania w gospodarce nie zmalałaby w tak istotny sposób. Czynnikiem, który powstrzymał skłonność do oszczędzania przed jeszcze większym spadkiem, były przede wszystkim zmiany udziału dochodów przedsiębiorstw niefinansowych w dochodach ogółem (wzrost z 3% w 1991 roku do ponad 10% w 2005). Gdyby wszystkie z branych pod uwagę determinant skłonności do oszczędzania pozostały stałe, oprócz udziału dochodów przedsiębiorstw niefinansowych w dochodach ogółem, to skumulowana zmiana skłonności do oszczędzania w badanym okresie wyniosłaby +4,1 pkt % (por. tablica 2).

Tablica 2. Źródła zmian skłonności do oszczędzania w gospodarce polskiej w 2005 roku w porównaniu do 1991

Zmienna	Postać dekompozycji	addytywna (pkt %)	multiplikatywna (rok 1991 = 100)
	$Y_{RZ}$	0,200	101,0
	$S_{RZ}$	4,635	132,1
	$Y_{PRZ}$	4,058	128,3
	$Y_{FIN}$	-1,670	90,9
	$S_{FIN}$	-0,477	97,4
	$Y_{GD}$	-0,653	96,7
	$S_{GD}$	-8,465	60,5
	$Y_{NK}$	0,033	100,4
	$S_{NK}$	-0,160	99,3
	Razem	-2,499	88,5

Źródło: obliczenia własne

### Źródła zmian oszczędności sektorów instytucjonalnych

Jedną z podstawowych zasad systemu rachunków narodowych jest bilansowanie się przychodów i rozchodów. Równość ta na rachunku kapitałowym wygląda następująco:

przychody:

- oszczędności brutto
- transfery kapitałowe
- zadłużenie

rozchody:

- akumulacja (nakłady brutto na środki trwałe i przyrost rzeczowych środków obrotowych)
- transfery kapitałowe
- wierzytelności

Zatem oszczędności to akumulacja plus wierzytelności minus zadłużenie i saldo transferów kapitałowych. Jeżeli zostaną wyznaczone pewne parametry mierzące skłonność do oszczędzania w formie finansowej (iloraz wierzytelności i dochodów do dyspozycji) oraz skłonność do zadłużania się w celu dokonania zakupu dóbr inwestycyjnych (iloraz zadłużenia



i akumulacji), to można zapisać następujące równanie oszczędności poszczególnych sektorów instytucjonalnych:

$$S = s_{fin}Y + (1 - z)I - TK, \quad (12)$$

gdzie:  $S$  – oszczędności brutto,

$s_{fin}$  – skłonność do oszczędzania finansowego,

$Y$  – dochód do dyspozycji,

$z$  – skłonność do zadłużania się,

$I$  – akumulacja,

$TK$  – saldo transferów kapitałowych (przychody minus rozchody).

Zależności między oszczędnościami a ich determinantami wyróżnionymi w równaniu 12 można tłumaczyć również jako zależności przyczynowo-skutkowe. Skłonność do oszczędzania w bezpośredni sposób wpływa na poziom oszczędności finansowych będących częścią składową oszczędności ogółem. Według wielu teorii ekonomicznych, dochód traktowany jest jako główna determinanta oszczędności zarówno w skali makroekonomicznej, jak i mikroekonomicznej (np. Carroll, Overland, Weil, 2000). Jeżeli założymy, że oszczędności wynikają z zamierzeń dotyczących zakupu dóbr trwałego użytku (inwestycji rzeczowych), to oszczędności należy traktować jako rosnącą funkcję akumulacji. Z kolei, wzrost skłonności do zadłużania się w celu zakupu dóbr inwestycyjnych będzie czynnikiem obniżającym skłonność do oszczędzania, co przy założeniu stałości dochodu, powoduje spadek oszczędności. Podobna zależność będzie dotyczyła oszczędności i salda transferów kapitałowych. Zwiększenie salda transferów kapitałowych to wzrost przychodów na rachunku kapitałowym, co przy ustalonym poziomie inwestycji obniża skłonność do oszczędzania.

Sposób przeprowadzenia dekompozycji zmian oszczędności poszczególnych sektorów instytucjonalnych jest analogiczny do przedstawionego w poprzednich częściach opracowania. W pierwszym kroku wyznaczane są hipotetyczne wielkości oszczędności wymieniając kolejno wartości argumentów funkcji oszczędności (por. równanie 12) z okresów (0) i (1) (por. równanie 4a i 4b), następnie dokonuje się dekompozycji zmian oszczędności (por. wzór 5). Z uwagi na fakt, że roczne strumienie oszczędności mogą przyjmować zarówno wartości dodatnie, jak i ujemne, w niektórych przypadkach niemożliwe było uzyskanie sensownych wyników dekompozycji multiplikatywnej, zatem analiza ogranicza się do wyników dekompozycji addytywnej.

Przeprowadzone badanie źródeł zmian oszczędności sektorów instytucjonalnych w Polsce ogranicza się do okresu 1995-2005 ze względu na dostępność i spójność danych statystycznych dla kategorii wierzytelności (nabycie netto aktywów finansowych) i zadłużenia (zaciągnięcie netto zobowiązań), które pochodzą z publikacji Rachunki finansowe według sektorów i podsektorów instytucjonalnych 1995-2000 i 2000-2005.

Wyniki dekompozycji strukturalnej zmian oszczędności instytucji niekomercyjnych wskazują na to, że spośród wymienionych czynników, głównym ich źródłem zmian oszczędności były zmiany skłonności do oszczędzania w formie finansowej, szczególnie znaczące w latach 2000, 2001 i 2003. Skłonność do oszczędzania finansowego wzrosła w latach 1995-1999 z 25% do 34% dochodów do dyspozycji, po czym spadła w roku 2000 do 12%, wzrosła w 2001 i 2002 do 23%, a następnie zmalała aż do 8% w 2003 i 12% w 2005. W roku 2005 oszczędności sektora instytucji niekomercyjnych były o ponad 1000 mln PLN wyższe niż w 1995 roku (w cenach stałych z 2005 roku), to jest o 75,6%. Źródłem tego wzrostu były przede wszystkim zmiany salda transferów kapitałowych oraz dochodów do dyspozycji tego sektora. Okazuje się, że gdyby zmieniły się tylko dochody, a skłonność do oszczędzania i zadłużania się, transfery kapitałowe i akumulacja nie uległy zmianie, to oszczędności tego sektora wzrosłyby o ponad 1200 mln PLN. Gdyby jednak zmianie uległa na przykład tylko skłonność do oszczędzania finansowego, to skumulowana zmiana oszczędności w tym okresie wyniosłaby około – 1630 mln PLN, co oznacza spadek o prawie 50%.

Również analiza zmian oszczędności sektora gospodarstw domowych w oparciu o dekompozycję strukturalną pokazuje, że zarówno wzrosty oszczędności, jak i spadki, podążają przede wszystkim za zmianami skłonności do oszczędzania finansowego. W latach 1995-1998 oszczędności finansowe stanowiły ponad 10% dochodów do dyspozycji, a w roku 2004 wskaźnik ten spadł do 1%, po czym wzrósł w 2005 do 5%. Rzeczywiste zmiany oszczędności są mniejsze niż wynikałoby z wyizolowanych zmian skłonności do oszczędzania, co wynika ze zmian innych zmiennych będących determinantami oszczędności, a szczególnie zmian skłonności do zadłużania się (wzrostu w latach 1995-1998, spadku w latach 1999-2002 i ponownych wzrostów). Na przykład, gdyby w 2005 roku zmianie uległa tylko skłonność do oszczędzania, a pozostałe argumenty funkcji oszczędności tego sektora nie uległy zmianie, to oszczędności gospodarstw domowych wzrosłyby o około 25600 mln PLN, to jest 90,4% strumienia oszczędności z 2004 roku, a w rzeczywistości wzrosły jedynie o 2,1%. Z kolei, jeśli zmieniła się w tym roku jedynie skłonność do zadłużania się, która znacząco wzrosła w tym roku, to oszczędności tego sektora zmalałyby o 45%.

Skumulowane zmiany oszczędności gospodarstw domowych w latach 1995-2005 wyniosły – 26828 mln PLN (w cenach stałych z 2005 roku), co oznacza spadek o 37%. Głównym źródłem zmniejszenia się rocznego strumienia oszczędności w tym okresie były spadki skłonności do oszczędzania w formie finansowej, a także wzrosty skłonności do zadłużania się. W latach 1995-2005 dochody do dyspozycji oraz akumulacja wykazywały systematyczną tendencję rosnącą: dochody wzrosły realnie o blisko 50%, a akumulacja o prawie 100% w 2005 w stosunku do 1995. Gdyby zmianie uległy tylko te zmienne, a nie uległy zmianie pozostałe zmienne, to obserwowany byłby wzrost oszczędności gospodarstw domowych.

Roczne strumienie oszczędności instytucji finansowych i ubezpieczeniowych charakteryzowały bardzo niewielką zmiennością (roczne zmiany nie przekraczały 20%). Warto tutaj podkreślić dość istotną zmianę w klasyfikacji jednostek zaliczanych do tego sektora. Nieuwzględnienie tego faktu w znaczący sposób zmieniłoby wyniki dekompozycji strukturalnej skumulowanych zmian oszczędności tego sektora poprzez nawiązanie łańcuchowe.

Spśród determinant oszczędności instytucji finansowych i ubezpieczeniowych największą zmiennością charakteryzowała się skłonność do oszczędzania w formie finansowej oraz skłonność do zadłużania się. Przy czym podobny kierunek zmian tych parametrów w sytuacji, gdy wzrost skłonności do oszczędzania przyczynia się do wzrostu oszczędności, a wzrost skłonności do zadłużania się powodował ich spadek, było przyczyną tego, że roczne strumienie oszczędności nie zmieniały się istotnie. Wzrost strumienia oszczędności tego sektora w 2005 roku wynikał również ze wzrostu dochodów tego sektora. Na początku okresu objętego badaniem ważnym źródłem zmian oszczędności była akumulacja. Jednakże dodatnie efekty zmian skłonności do oszczędzania, zadłużania się oraz dochodów tego sektora spowodowały, że realny spadek oszczędności tego sektora był nieznaczny.

Zmiany rocznych strumieni oszczędności sektora przedsiębiorstw niefinansowych wynikały przede wszystkim ze zmian skłonności do oszczędzania w formie finansowej, skłonności do zadłużania się oraz dochodów do dyspozycji tego sektora. Źródłem wzrostu oszczędności w latach 1996, 1998, 2003 i 2005 był przede wszystkim wzrost skłonności do oszczędzania finansowego. Z kolei, dodatnie przyrosty oszczędności przedsiębiorstw w latach 1999, 2000, 2002 były konsekwencją wzrostów dochodów do dyspozycji, a także spadków skłonności do zadłużania się tego sektora. Głównymi determinantami wzrostu oszczędności przedsiębiorstw w 2005 roku w stosunku do 1995 były skumulowane zmiany dochodów do dyspozycji tego sektora, a także skłonności do zadłużania się, podczas gdy efektem wyizolowanych zmian skłonności do oszczędzania finansowego, czy akumulacji byłby spadek oszczędności.

Statystyczna analiza oszczędności instytucji rządowych i samorządowych jest szczególnie trudna z uwagi na bardzo dużą zmienność i obserwowane ujemnych rocznych stru-

mieni oszczędności, co uniemożliwia stosowanie miar względnych do oceny ich dynamiki. Ponadto w roku 2000 wprowadzono istotną zmianę zakresu podmiotowego jednostek zaliczanych do tego sektora. Podobnie jak w przypadku oszczędności instytucji finansowych i ubezpieczeniowych, nieuwzględnienie tej zmiany znacznie zniekształca obraz dynamiki realnych oszczędności. Po wyeliminowaniu efektów zmiany klasyfikacji poprzez zastosowanie nawiązania łańcuchowego, wyniki dekompozycji strukturalnej, wskazują na wzrost realnych oszczędności, którego źródłem są zmiany salda transferów kapitałowych oraz dochodów do dyspozycji tego sektora. Wzrosty rocznych strumieni oszczędności instytucji rządowych i samorządowych w latach 1996, 1997, 1999 i 2005 wynikały przede wszystkim ze zmian skłonności do oszczędzania finansowego. Z kolei, wzrosty oszczędności obserwowane w latach 1998, 2000 (wyniki uzyskane na podstawie danych za lata 1999 i 2000 przed zmianą klasyfikacji podmiotów zaliczanych do tego sektora) były konsekwencją spadków skłonności do zadłużania się.

### Podsumowanie

Zapis oszczędności przy pomocy odpowiedniej tożsamości umożliwił wyszczególnienie źródeł ich zmian z wykorzystaniem metody dekompozycji strukturalnej. Wśród determinant oszczędności w gospodarce ogółem, w pierwszym kroku badania wyróżniono stopę oszczędności<sup>3</sup> i dochód. Wyniki dekompozycji strukturalnej pokazały, że wzrost urealnionych rocznych strumieni oszczędności w 2005 roku w porównaniu do 1991 wynikał ze wzrostu realnych dochodów w gospodarce, mierzonych Produktem Krajowym Brutto. Skumulowany wzrost oszczędności w tym okresie byłby wyższy, gdyby nie spadek stopy oszczędności krajowych. Należy tutaj zaznaczyć, że spadek ten jest zauważalny po doprowadzeniu danych statystycznych do pełnej porównywalności, co umożliwia zastosowanie dekompozycji strukturalnej łańcuchowo – „rok do roku”.

W kolejnym kroku dekompozycji zmian oszczędności, a dokładniej skłonności do oszczędzania w gospodarce, wyróżniono skłonności do oszczędzania poszczególnych sektorów instytucjonalnych i udziały ich dochodów do dyspozycji w dochodach ogółem w gospodarce. Okazało się, że głównym źródłem spadku skłonności do oszczędzania był spadek skłonności do oszczędzania sektora gospodarstw domowych oraz udziału dochodów instytucji finansowych i ubezpieczeniowych w dochodach ogółem. Z przeprowadzonej dekompozycji strukturalnej zmian skłonności do oszczędzania wynika, że gdyby nie wpływ wymienionych wcześniej czynników skłonności do oszczędzania, obserwowany byłby wzrost opisywanej zmiennej na skutek zwiększania się skłonności do oszczędzania sektora instytucji rządowych i samorządowych (według klasyfikacji podmiotowej tego sektora z 2005 roku) oraz udziału dochodów przedsiębiorstw niefinansowych w dochodach ogółem.

Oszczędności poszczególnych sektorów zapisano przy pomocy tożsamości wynikającej z równości przychodów i rozchodów na rachunku kapitałowym. Wśród determinant oszczędności wyróżniono zatem skłonność do oszczędzania finansowego, dochód do dyspozycji, skłonność do zadłużania się, akumulację oraz saldo transferów kapitałowych. W przypadku wszystkich sektorów instytucjonalnych wyizolowane zmiany skłonności do oszczędzania w formie finansowej powodowałyby spadki rocznych strumieni oszczędności. Największą część oszczędności ogółem stanowią oszczędności gospodarstw domowych i przedsiębiorstw niefinansowych, przy czym w latach 1995-2005 obserwowano odwrotne tendencje zmian oszczędności tych sektorów. Jak już napisano, spadki rocznych strumieni oszczędności sektora gospodarstw domowych wynikały ze spadku oszczędności finansowych w relacji do do-

<sup>3</sup> W gospodarce ogółem stopa oszczędności jest równa skłonności do oszczędzania, różnica między tymi wskaźnikami występuje na poziomie sektorów instytucjonalnych ze względu na różnice w poziomach PKB i dochodów do dyspozycji poszczególnych sektorów.

chodów, przy czym spadki te byłyby znacznie większe gdyby nie systematyczne zwiększanie się dochodów do dyspozycji i akumulacji tego sektora. Z kolei, zwiększanie się oszczędności przedsiębiorstw niefinansowych było konsekwencją wzrostu dochodów do dyspozycji oraz korzystnych zmian zadłużenia w relacji do akumulacji.

Wyniki przeprowadzonej dekompozycji zmian oszczędności pokazują wyraźnie, że dalsze spadki skłonności do oszczędzania, szczególnie w formie finansowej, przy założeniu braku zmian innych kategorii ekonomicznych oddziałujących na wielkość oszczędności, będą powodowały spadek oszczędności krajowych, co długofalowo może przyczyniać się do osłabienia wzrostu gospodarczego. Zatem stymulowanie oszczędności, m.in. poprzez wprowadzenie odpowiednich instrumentów motywujących jednostki do oszczędzania, na przykład w postaci ulg podatkowych, powinno stać się ważnym punktem polityki ekonomicznej.

#### **BIBLIOGRAFIA:**

1. Carroll C.D., Overland J., Weil D.N., (2000), Saving and Growth with Habit Formation, *American Economic Review*
2. Dietzenbacher E., Los B., (2000), Structural Decomposition Analyses with Dependent Determinants, *Economic Systems Research*, Vol. 12
3. Dietzenbacher E., Los B., (1998), Structural Decomposition Techniques: Sense and Sensitivity, *Economic Systems Research*, Vol. 10
4. Garbicz M., Golachowski E., (2004), *Elementarne modele makroekonomiczne*, Wydawnictwo SGH, Warszawa
5. *Rachunki finansowe według sektorów i podsektorów instytucjonalnych 1995-2000, 2000-2005*, GUS, Warszawa
6. *Rachunki narodowe według sektorów i podsektorów instytucjonalnych 1991-1997, 1995-2001, 2000-2005, 2000-2006*, GUS, Warszawa
7. *Rocznik Statystyczny RP 1996*, GUS, Warszawa 1997
8. Skolka J., (1989), Input-output structural decomposition analysis for Austria, *Journal of Policy Modeling*