

BANK I KREDYT

Czasopismo NBP poświęcone ekonomii i finansom
National Bank of Poland's Journal on Economics and Finance

październik
2006

3 Michał Mackiewicz

Reakcje polityki fiskalnej na wahania koniunkturalne – przyczyny zróżnicowania
Reaction of Fiscal Policy to Business Cycles – the Reasons of Variation

17 Tomasz Łyziak, Ewa Stanisławska

Inflacja bieżąca a różne miary oczekiwań inflacyjnych konsumentów w wybranych krajach
Current Inflation and Different Measures of Consumer Inflation Expectations in Selected Countries

31 Bogusław Guzik

Kanoniczne wskaźniki rentowności w wybranych bankach notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie
The Canonical Profitability Indicators for the Selected Polish Banks Listed on the Warsaw Stock Exchange

52 Marek Marciniak

Yield Curve Estimation at the National Bank of Poland
Estymacja krzywej dochodowości w Narodowym Banku Polskim

75 René Sédillot, *Moralna i niemoralna historia pieniądza*

rec. Grzegorz Wójtowicz

*Review of the book by René Sédillot, *Moral and Immoral History of Money**

77 Marzanna Poniatowicz, *Dług publiczny w systemie finansowym jednostek samorządu terytorialnego (na przykładzie miast na prawach powiatu)*

rec. Agnieszka Alińska

*Review of the book by Marzanna Poniatowicz, *Public Debt in the Financial System of Local Government Units (on the Example of Cities with Poviats Rights)**

Bankowość Centralna od A do Z (educational insert in Polish only)

Leokadia Oręziak
Bank centralny Japonii
Bank of Japan

Rada Naukowa/Scientific Council

Peter Backé (Oesterreichische Nationalbank), Leszek Balcerowicz (przewodniczący/Chairman, prezes/President, Narodowy Bank Polski), Wojciech Charemza (University of Leicester; Narodowy Bank Polski), Stanisław Gomułka (London School of Economics and Political Science), Marek Góra (Szkoła Główna Handlowa), Marek Gruszczyński (Szkoła Główna Handlowa), Urszula Grzełowska (Szkoła Główna Handlowa), Danuta Hübner (European Commission), Krzysztof Jajuga (Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu), Cezary Józefiak (Uniwersytet Łódzki), Bartłomiej Kamiński (University of Maryland; The World Bank), Jerzy Konieczny (Wilfrid Laurier University), Wojciech Maciejewski (Uniwersytet Warszawski), Krzysztof Marczewski (Szkoła Główna Handlowa; Instytut Koniunktur i Cen Handlu Zagranicznego), Ewa Miklaszewska (Akademia Ekonomiczna w Krakowie), Timothy P. Opiela (DePaul University, Chicago), Witold Orłowski (Niezależny Ośrodek Badań Ekonomicznych; Szkoła Biznesu Politechniki Warszawskiej), Zbigniew Polański (zastępca przewodniczącego/Deputy Chairman, Narodowy Bank Polski; Szkoła Główna Handlowa), Bogusław Pietrzak (Szkoła Główna Handlowa; Narodowy Bank Polski), Wiesława Przybylska-Kapuścińska (Akademia Ekonomiczna w Poznaniu), Zbyněk Revenda (Vysoká škola ekonomická v Praze), Michel A. Robe (American University; U.S. Commodity Futures Trading Commission), Michał Rutkowski (The World Bank), Adalbert Winkler (European Central Bank), Charles Wyplosz (Graduate Institute of International Studies, Geneva).

Kolegium Redakcyjne/Editorial Board

Piotr Boguszewski (zastępca redaktora naczelnego/Deputy Managing Editor), Tomasz Chmielewski, Elżbieta Czarny, Krzysztof Gajewski (sekretarz kolegium redakcyjnego/Assistant Editor), Małgorzata Iwanicz-Drozdowska, Ryszard Kokoszczyński, Adam Koronowski, Wojciech Pachó, Zbigniew Polański (redaktor naczelny/Managing Editor), Andrzej Rzońca, Cezary Wójcik, Zbigniew Żółkiewski.

Wydawca/Publisher

Narodowy Bank Polski

Kontakt/Contact

ulica Świętokrzyska 11/21, 00-919 Warszawa, Poland
tel.: +48 22 585 43 26
fax: +48 22 653 13 21
e-mail: krzysztof.gajewski@mail.nbp.pl
http://www.nbp.pl/bankikredyt

Projekt/Project

DOCTORAD

Skład i Druk/Typesetting and printing

Drukarnia NBP/Printing House of the NBP

Korekta/Editing

Departament Komunikacji Społecznej NBP/Department of Information and Public Relations NBP

Prenumerata/Subscription

„RUCH” SA - wpłaty na prenumeratę przyjmują: jednostki kolportażowe właściwe dla miejsca zamieszkania lub siedziby prenumeratora (dostawa w sposób uzgodniony). Wpłaty przyjmuje Oddział Krajowej Dystrybucji Prasy „RUCH” SA na konto: Pekao SA IV O/Warszawa 12401053-40060347-2700-401112-001 lub kasa Oddziału. Cena prenumeraty ze zleceniem dostawy za granicę jest o 100% wyższa od krajowej. Zlecenia na prenumeratę dewizową, przyjmowane od osób zamieszkających za granicą, realizowane są od dowolnego numeru w danym roku kalendarzowym. Wpłaty są przyjmowane na okresy kwartalne w terminie: do 5.12 - na I kw. następnego roku, do 5.03 - na II kw.br., do 5.06 na III kw. br., do 5.09 na IV kw. br. Informacje o warunkach prenumeraty w „RUCH” SA OKDP, ul. Jana Kazimierza 31/33 00-958 Warszawa, można uzyskać pod tel. 532-87-31, 532-88-20.

www.ruch.pol.pl

Prenumerata własna i zamawianie pojedynczych egzemplarzy:

Narodowy Bank Polski - Departament Komunikacji Społecznej,

ulica Świętokrzyska 11/21, 00-919 Warszawa,

nakład: 1200

konto:

Centrala NBP - Departament Operacyjno-Rachunkowy

nr konta: NBP DOR 871010-0000-0000-1323-9600-0000

2007 r. - 204,00 zł, 1 egz. - 17,00 zł

Zgodnie z komunikatem nr 4 ministra Nauki i Informatyzacji z dnia 7 października 2005 r. w sprawie wykazu wybranych czasopism wraz z liczbą punktów za umieszczoną w nich publikację naukową (Dz.Urz. nr 17, poz. 51 z późn. zm.), publikacjom naukowym w „Banku i Kredycie” przyznawane są 3 punkty.

Reakcje polityki fiskalnej na wahania koniunkturalne – przyczyny zróżnicowania

Reaction of Fiscal Policy to Business Cycles – the Reasons of Variation

*Michał Mackiewicz**

Streszczenie

Celem opracowania jest wskazanie czynników, które powodują, że w wielu krajach polityka fiskalna prowadzona jest w sposób procykliczny, a więc niezgodnie z dominującymi w literaturze postulatami normatywnymi. Wyniki przeprowadzonej analizy empirycznej pokazują, że procykliczna polityka fiskalna jest zazwyczaj prowadzona przez władze krajów charakteryzujących się słabymi instytucjami oraz wysokim długiem publicznym. Okazuje się, że indeks jakości instytucjonalnej w największym stopniu objaśnia zmienność wskaźnika cykliczności polityki fiskalnej, co podważa standardowe przekonanie, że to wysoki deficyt jest główną przyczyną prowadzenia przez niektóre państwa polityki fiskalnej w sposób procykliczny.

Słowa kluczowe: polityka fiskalna, polityka stabilizacyjna, instytucje.

Abstract

The main objective of this paper is to examine differences in the cyclical behaviour of fiscal policy in the OECD countries empirically using a new method developed to compare directly the explanatory power of two groups of theories that try to explain why some countries run pro-cyclical fiscal policies. The analysis shows that stronger anticyclical fiscal policies are typically run by countries with better institutions, lower deficits, and a lower stock of public debt. However, the index of regulatory quality performs best in explaining the variance of output elasticity of budget surpluses, which contradicts the conventional view that financial constraints are the main reason behind fiscal procyclicality.

Keywords: procyclical fiscal policy, stabilization policy, institutions.

JEL: E60, E63

* Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonomii; e-mail: mackiewicz@uni.lodz.pl

Wprowadzenie

Reakcje polityki fiskalnej na wahania koniunktury były już w literaturze ekonomicznej przedmiotem wielu teorii i badań empirycznych. Zgodnie ze standardowym podejściem normatywnym polityka fiskalna powinna reagować na wahania koniunktury w sposób antycykliczny, co oznacza, że deficyt powinien rosnąć podczas recesji i przemieniać się w nadwyżkę w okresie boomu. Takie zachowanie jest zgodne zarówno z tradycyjnym podejściem wywodzącym się z keynesizmu, jak i z teorią wygładzania obciążeń podatkowych (Barro 1979; Lucas i Stokey 1983). Rosnąca liczba badań wskazuje przy tym, że polityka fiskalna powinna, poza niektórymi szczególnymi przypadkami, unikać działań dyskrejonalnych, przede wszystkim ze względu na relatywnie niskie wartości mnożników (Perotti 2002), możliwe efekty niekeynesowskie (Giavazzi i Pagano 1990; Alesina et al. 2002), jak również nieuniknione opóźnienia.

Niektóre badania empiryczne pokazują, że taki sposób prowadzenia polityki fiskalnej nie jest jednak powszechny. Gavin et al. (1996) jako pierwsi zaobserwowali, że w krajach Ameryki Południowej ograniczony dostęp do rynków kapitałowych był przyczyną prowadzenia procyklicznej polityki fiskalnej, która dodatkowo zwiększała wahania koniunktury. Catao i Sutton (2002) uzyskali podobne wyniki na podstawie szerszej próby krajów słabiej rozwiniętych. Talvi i Vegh (2000) wskazali, że podczas gdy polityka fiskalna w państwach grupy G7 jest zdecydowanie antycykliczna, natomiast w krajach rozwijających się wykazuje tendencje procykliczne. Podobne wyniki osiągnęli Lane (2003), Calderon, Duncan i Schmidt-Hebbel (2003; 2004) oraz Alesina i Tabellini (2005).

W literaturze można odnaleźć różne wytłumaczenia opisanego zjawiska. Chronologicznie pierwsza jest koncepcja ograniczeń płynności. Zgodnie z nią głównym czynnikiem powodującym procykliczność polityki fiskalnej jest racjonowanie kredytu przez inwestorów w okresach recesji. Wśród autorów tłumaczących tym mechanizmem obserwowaną procykliczność można wymienić Gavina et al. (1996), Calderona et al. (2003) oraz Calderona i Schmidta (2003). W ostatnich latach rozwinęły się teorie, które w większym stopniu uwzględniają otoczenie instytucjonalne oraz istnienie złożonych gier toczonych w warunkach demokratycznego procesu podejmowania decyzji pomiędzy rządem, wyborcami, inwestorami oraz grupami nacisku. Z istniejących teorii wyłania się wiele potencjalnych czynników, które mogą wpływać na nasilenie zjawiska procykliczności polityki fiskalnej, takich jak polaryzacja preferencji w społeczeństwie (Woo 2005), powszechność korupcji (Alesina i Tabellini 2005) czy otwartość gospodarki (Lane 2003).

Według wiedzy autora, zdolność tych teorii do objaśniania zachowań władz fiskalnych nie była dotąd przedmiotem bezpośrednich porównań empirycznych. Ponadto do empirycznej weryfikacji istniejącej teorii stosowano zazwyczaj dwustopniowe metody ekonometryczne, które mogą dawać obciążone wyniki. Wypełnienie tej luki, tj. przeprowadzenie empirycznej weryfikacji istniejących teorii i ich porównanie na podstawie jednolitej próby empirycznej, jest głównym celem niniejszego opracowania. W analizie użyto metody jednostopniowej, która nie jest obciążona problemami związanymi ze stosowaniem metody dwustopniowej.

W pierwszym rozdziale opracowania przedstawiono najistotniejsze zagadnienia dotyczące pomiaru wpływu cyklu koniunkturalnego na kształtowanie się zmiennych fiskalnych. W drugim rozdziale wskazano czynniki, które zgodnie z przedstawionymi teoriami są potencjalnymi determinantami zróżnicowania reakcji władz fiskalnych na wahania cykliczne. W trzecim rozdziale przedstawiono wyniki analizy empirycznej przeprowadzonej na podstawie danych panelowych dla krajów OECD. Ostatni rozdział zawiera podsumowanie i wnioski płynące z przeprowadzonej analizy.

1. Zachowanie polityki fiskalnej w cyklu koniunkturalnym

1.1. Wybór zmiennej objaśnianej

W prezentowanej analizie głównym problemem jest wybór parametru charakteryzującego ekspansywność polityki fiskalnej. W literaturze przeważnie używa się do tego celu jednej z trzech zmiennych: salda (nadwyżki) budżetowego, salda budżetowego skorygowanego o wahania cykliczne, jak również poziomu wydatków. Z reguły zmienne te odnoszą się do sektora finansów publicznych, choć w niektórych badaniach, ze względu na słabą dostępność danych dla niektórych krajów, obejmują jedynie budżet centralny.

Spośród wymienionych zmiennych prawdopodobnie najczęściej stosowane w analizach empirycznych jest saldo budżetowe. Jego najważniejszą zaletą jest to, że jest dobrym przybliżeniem wpływu polityki fiskalnej na zagregowany popyt (przy przyjęciu założenia, że wrażliwość łącznego popytu na dochody i wydatki państwa jest taka sama).

Równocześnie jednak saldo budżetowe nie jest dobrą miarą działań podejmowanych przez władze fiskalne, gdyż jego kształtowanie się w znacznym stopniu zależy od wahań koniunktury. Do tego ostatniego celu znacznie lepiej nadaje się saldo budżetowe skorygowane cyklicznie, w którym efekty cyklu koniunkturalnego zostały usunięte metodami statystycznymi.

Ponieważ jednak nie istnieje konsens dotyczący metody jego obliczania, wielość metod (por. Banca d'Italia 1999) powoduje, że jego kształtowanie się w znacznym stopniu zależy od decyzji badacza co do zastosowanej metody statystycznej (interesujący przegląd dyskusji dotyczącej tego wskaźnika i jego wad prezentują Mills i Quinet 2001).

Alternatywnym rozwiązaniem jest zastosowanie sektora publicznego jako głównego wskaźnika poziomu wydatków (w relacji do PKB). Jest to zmienna stosunkowo niewrażliwa na wahania cykliczne, która odzwierciedla przy tym skutki większości decyzji dotyczących polityki fiskalnej. Oczywiście jej poważną wadą jest to, że nie daje ona pełnej informacji o wpływie polityki fiskalnej na zagregowany popyt, gdyż nie zawiera informacji o dochodach finansów publicznych.

Mając na uwadze cel niniejszej analizy, jako główną zmienną charakteryzującą stopień ekspansywności polityki fiskalnej zdecydowano się wykorzystać deficyt finansów publicznych. Główny problem związany ze stosowaniem tej zmiennej, jej wrażliwość na wahania koniunktury, został rozwiązany poprzez uwzględnienie odpowiedniego mechanizmu bezpośredniego w prezentowanym dalej modelu empirycznym.

1.2. Koniunktura a saldo budżetu – zagadnienia metodologiczne

W badaniach empirycznych, w których zmienną charakteryzującą politykę fiskalną jest relacja nadwyżki budżetowej do PKB, uwzględnienie roli cyklu koniunkturalnego polega na zastosowaniu w charakterze zmiennej objaśniającej luki PKB, mierzonej jako odchylenie PKB od trendu. Trend jest z reguły wyznaczany za pomocą filtru Hodricka-Prescotta bądź innej procedury filtrowania. Używane najczęściej w badaniach równanie relacji salda budżetowego (S_{it}) do PKB (Y_{it}) dla kraju i w okresie – przyjmuje postać:

$$S_{it}/Y_{it} = \alpha_i + \alpha_1(S_{it-1}/Y_{it-1}) + \beta_0(Y_{it}/\bar{Y}_{it} - 1) + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta}_1 + \eta_{it} \quad (1)$$

gdzie:

$\bar{Y}_{it}$ – produkt potencjalny,

$\mathbf{x}_{it}$ – wektor pozostałych zmiennych objaśniających, takich jak inflacja, zmienne zero-jedynkowe dla lat wyborczych czy zmienne instytucjonalne,

η_{it} – czynnik losowy.

Poważnym problemem w powyższej specyfikacji jest przyjęte *implicite* założenie o jednostkowej elastyczności dochodów i wydatków względem produkcji. Założenie to może w rzeczywistości nie być spełnione, szczególnie w krótkim okresie, w warunkach występowania progresji podatkowej. Ponadto nie uwzględnia się, że automatyczne stabilizatory koniunktury mogą działać silniej w krajach charaktery-

zujących się wyższą relacją dochodów sektora publicznego do PKB. Analiza oparta na powyższej specyfikacji może więc przynieść mylące rezultaty w próbach zawierających kraje charakteryzujące się różnymi rozmiarami sektora publicznego.

W celu przynajmniej częściowego rozwiązania tego problemu Lane (2003) oraz Woo (2005) posługują się następującą specyfikacją:

$$\Delta \log(G_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \Delta \log(Y_{it}) + \eta_{it} \quad (2)$$

gdzie Y_{it} oznacza PKB w cenach stałych.

Chociaż eliminuje to konieczność przyjęcia założenia o jednostkowej elastyczności, przekształcenie poprzez obliczenie pierwszych różnic może usunąć jedynie liniowy, stały trend ze zmiennych, co w warunkach występowania zmian trendu może być podejściem zbyt restrykcyjnym. Rozwiązaniem powinno tu być zastosowanie bardziej elastycznej metody filtrowania, takiej jak filtr Hodricka-Prescotta. Metodologia rozwiązująca obydwie opisane problemy – dopuszczająca elastyczność inną niż jednostkowa, jak też możliwość występowania zmian trendu została zastosowana w analizie empirycznej i jest przedstawiona szczegółowo w kolejnym podrozdziale.

1.3. Modelowanie wpływu koniunktury na saldo budżetu

Równania głównych zmiennych fiskalnych – wydatków G oraz dochodów T (w kraju i w roku τ), przyjmują postać:

$$G_{it} = \bar{G}_{it} (\tilde{y}_{it})^{\varepsilon_G} \quad T_{it} = \bar{T}_{it} (\tilde{y}_{it})^{\varepsilon_T} \quad (3)$$

gdzie:

$\bar{G}$ oraz $\bar{T}$ odpowiednio, strukturalny poziom wydatków oraz dochodów¹,

$\tilde{y}_{it}$ luka produktu, zdefiniowana jako stosunek między rzeczywistym a potencjalnym PKB,

ε_G i ε_T odpowiednio, krótkookresowa elastyczność wydatków i dochodów względem luki produktu.

Jeśli przyjmie się $g = G/Y$ oraz $t = T/Y$ (i, odpowiednio, $\bar{g} = \bar{G}/\bar{Y}$, $\bar{t} = \bar{T}/\bar{Y}$), wtedy powyższe równania można zapisać jako:

$$g_{it} = \bar{g}_{it} (\tilde{y}_{it})^{\varepsilon_G - 1} \quad t_{it} = \bar{t}_{it} (\tilde{y}_{it})^{\varepsilon_T - 1} \quad (4)$$

Nadwyżkę budżetową zdefiniowano tutaj jako różnicę między *logarytmami* dochodów i wydatków. Taka definicja różni się od podejścia stosowanego zazwyczaj w badaniach, zgodnie z którym nadwyżka mierzona jest jako różnica między dochodami a wydatkami podzielona przez PKB. Pozwala ona na sko-

¹ Strukturalny poziom wydatków oraz dochodów można zdefiniować, analogicznie do pojęcia deficytu strukturalnego (por. definicja w pracy Krajewskiego 2006), jako hipotetyczny poziom wydatków oraz dochodów, który istniałby w sytuacji normalnej (przeciętnej) aktywności gospodarczej, tj. gdyby PKB rzeczywisty był równy PKB potencjalnemu.

rygowanie faktu, że automatyczne stabilizatory koniunktury są większe w krajach, w których relacja dochodów do PKB jest wyższa².

Wraz z równaniami (4) pozwala to na zdefiniowanie następującego równania nadwyżki budżetowej:

$$\log(t_{\pi} / g_{\pi}) = \log(\bar{t}_{\pi} / \bar{g}_{\pi}) + (\varepsilon_T - \varepsilon_G) \log(\tilde{y}_{\pi}) \quad (5)$$

Wyrażenie $(\varepsilon_T - \varepsilon_G)$ w powyższym równaniu jest miarą elastyczności nadwyżki budżetowej³ i jest dalej w tekście oznaczane jako ε_s . Równanie (5) jest odpowiednikiem standardowej dezagregacji nadwyżki budżetowej na komponent strukturalny oraz komponent cykliczny (por. Krajewski 2006).

Należy dopuścić możliwość, że saldo strukturalne $\log(\bar{t}_{\pi} / \bar{g}_{\pi})$ może być funkcją zarówno bieżących, jak i przeszłych wartości luki produktu, co oznacza dopuszczenie istnienia fiskalnej funkcji reakcji na wahania koniunktury. Zakłada się, że saldo strukturalne może być modelowane jako proces autoregresyjny rzędu pierwszego, przy czym na jego kształtowanie się wpływają bieżące i opóźnione wartości luki produktu oraz innowacje η_{π} , reprezentujące dyskrecjonalne decyzje władz fiskalnych. Równanie salda strukturalnego można więc zapisać jako:

$$\log(\bar{t}_{\pi} / \bar{g}_{\pi}) = \alpha_0 + \alpha_1 L \log(\bar{t}_{\pi} / \bar{g}_{\pi}) + \sum_{n=0}^N (\kappa_n L^n \log(\tilde{y}_{\pi})) + \eta_{\pi} \quad (6)$$

gdzie:

L – operator opóźnień,

α_0 , α_1 i α_n – parametry regresji,

N – maksymalna długość opóźnienia⁴.

Po przekształceniu powyższego równania i rozwiązaniu względem salda strukturalnego otrzymuje się:

$$\log(\bar{t}_{\pi} / \bar{g}_{\pi}) = \left(\alpha_0 + \sum_{n=0}^N (\kappa_n L^n \log(\tilde{y}_{\pi})) + \eta_{\pi} \right) / (1 - \alpha_1 L) \quad (7)$$

Skorzystanie z równania (5) daje ostatecznie, po przekształceniach:

$$\log(t_{\pi} / g_{\pi}) = \alpha_0 + \alpha_1 L \log(t_{\pi} / g_{\pi}) + (\kappa_0 + \varepsilon_s) \log(\tilde{y}_{\pi}) + (\kappa_1 - \alpha_1 \varepsilon_s) L \log(\tilde{y}_{\pi}) + \kappa_2 L^2 \log(\tilde{y}_{\pi}) + \dots + \kappa_N L^N \log(\tilde{y}_{\pi}) + \eta_{\pi} \quad (8)$$

² Można wyobrazić sobie dwa kraje, charakteryzujące się udziałem dochodów sektora publicznego w PKB równym odpowiednio t_1 i t_2 , gdzie $t_1 < t_2$, przy czym w obu krajach dochody zmieniają się proporcjonalnie do produktu (tj. ich elastyczność względem PKB wynosi 1). Cykliczny wzrost luki PKB o 1 pkt proc. powoduje wzrost tradycyjnie mierzonej nadwyżki budżetowej odpowiednio o t_1 i t_2 pkt proc. Stwarza to mylne wrażenie, że drugi kraj prowadzi w większym stopniu politykę antycykliczną, podczas gdy przyczyną różnicy są jedynie różne wielkości sektora publicznego. Użycie miary opartej na różnicy logarytmów dochodów i wydatków pozwala na skorygowanie tego efektu, powodując, że zmierzony przyrost nadwyżki budżetowej jest taki sam w obydwu krajach.

³ Ściśle rzecz biorąc, ε_s jest elastycznością salda budżetu, mierzonego jako stosunek dochodów do wydatków, względem luki produktu, mierzonej jako stosunek PKB rzeczywistego do potencjalnego. Jeśli jest bliska 0, budżet jest niewrażliwy na krótkookresowe wahania PKB. Jeśli wynosi 1, to zmiana luki produktu o 1% PKB powoduje zmianę tak zdefiniowanej nadwyżki o 1% PKB, gdzie t jest równe udziałowi dochodów sektora publicznego w PKB.

⁴ W analizie empirycznej przyjęto maksymalne opóźnienie długości $N = 2$ lata.

Należy podkreślić, że, w przeciwieństwie do równań (3) – (7), równanie (8) zawiera wyłącznie zmienne obserwowalne, stąd jego parametry mogą być przedmiotem estymacji za pomocą metod ekonometrycznych.

1.4. Pozostałe determinanty salda budżetowego

Oczywiście, równanie (8) jest jedynie przybliżeniem i nie uwzględnia wielu innych czynników, które mogą mieć wpływ na kształtowanie się salda finansów publicznych. Determinanty najczęściej stosowane w badaniach empirycznych to poziom inflacji (Woo 2005), wahania warunków wymiany (obliczone jako odchylenia wartości rzeczywistej od trendu – Gavin i Perotti 1997; Catao i Sutton 2002) oraz poziom długu publicznego. Uwzględnienie pierwszej oraz drugiej zmiennej odzwierciedla hipotezę, że zarówno wzrost cen, jak i poprawa warunków wymiany mogą się przyczynić do zwiększenia dochodów sektora publicznego. Ten drugi skutek może być szczególnie silny w gospodarkach, w których wymiana z zagranicą stanowi znaczną część produktu krajowego brutto.

Użycie w charakterze regresora poziomu długu, zdefiniowanego jako relacja długu sektora publicznego do PKB, wynika z hipotezy o długookresowej wypłacalności sektora publicznego. Wypłacalność ta wymaga, by dług publiczny w relacji do PKB nie rósł w sposób nieograniczony, tj. by spełnione było równanie:

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} d_{\pi} / y_{\pi} = 0 \quad (9)$$

gdzie (d_{π} / y_{π}) oznacza relację długu do PKB.

Ponieważ wielkość deficytu jest w przybliżeniu równa przyrostowi długu publicznego⁵, warunkiem zatrzymania wzrostu długu w długim okresie jest istnienie dodatniej zależności między nadwyżką budżetową a relacją długu publicznego do PKB (Chalk, Hemming 2000). W takim przypadku rosnący dług powoduje zwiększanie się nadwyżki budżetowej, co ostatecznie prowadzi do zatrzymania procesu wzrostu zadłużenia.

2. Determinanty reakcji polityki fiskalnej na cykl koniunkturalny

Z punktu widzenia niniejszej analizy zasadnicze jest uchylenie założenia o stałości parametrów równania (8). Przedmiotem uwagi są w szczególności parametry κ_0 oraz ε_s , które łącznie mierzą reakcję salda budżetowego na wahania koniunktury. Parametr ε_s jest miarą działania automatycznych stabilizatorów koniunktury, które funkcjonują niezależnie od intencji władz fi-

⁵ W praktyce równość ta zachodzi jedynie w przybliżeniu, Von Hagen i Wolff (2004) wskazują zaś na istnienie częstych odchyśleń od niej.

skalnych. Ponieważ z reguły dochody fiskalne zmieniają się w przybliżeniu proporcjonalnie do bazy podatkowej (PKB lub jego wybranych składników), a zdecydowana większość wydatków nie zależy od wahań koniunktury, należy oczekiwać, że parametr ten jest w przybliżeniu równy 1. Jego dokładna wielkość zależy od takich cech jak progresywność systemu podatkowego, znaczenie podatków pośrednich (które najczęściej zmieniają się wprost proporcjonalnie do wahań bazy podatkowej) czy wielkość wydatków wrażliwych cyklicznie, takich jak zasiłki dla bezrobotnych. Choć zmiany wartości parametru ϵ_s z roku na rok wydają się mało prawdopodobne, władze fiskalne mogą na nie wpływać w dłuższym okresie, na przykład kształtując progresywność systemu podatkowego. Wskazują na to badania dotyczące działania automatycznych stabilizatorów koniunktury, pokazujące, że odpowiedniki parametru ϵ_s wykazują znaczną zmienność w przekroju międzynarodowym (por. van den Noord 2002).

Niezerowe wartości parametru κ_0 w równaniu (8) mogą natomiast świadczyć o istnieniu funkcji reakcji rządu na wahania gospodarki. Jeżeli władze fiskalne prowadzą politykę pasywną, tj. utrzymują stały poziom nadwyżki strukturalnej, to $\kappa_0 = 0$. Można jednak oczekiwać, że często parametr ten jest różny od 0, ponieważ wiele rządów podejmuje działania stabilizacyjne w obliczu nadchodzącej recesji bądź boomu. Parametr κ_0 może zarówno różnić się znacznie pomiędzy krajami, jak też – w przeciwieństwie do ϵ_s – z roku na rok może podlegać istotnym zmianom.

Ponieważ rozróżnienie pomiędzy zmianami ϵ_s i κ_0 jest empirycznie bardzo kłopotliwe i nie wprowadza do analizy nowych istotnych wniosków, w dalszej analizie rozróżnienie to jest pomijane. Przedmiotem kolejnego podrozdziału jest omówienie potencjalnych determinant, które mogą wpływać na kształtowanie się parametru $\epsilon_s + \kappa_0$. Te właśnie czynniki są potencjalną przyczyną tego, że niektóre kraje mogą prowadzić procykliczną politykę fiskalną.

2.1. Determinanty reakcji polityki fiskalnej na wahania koniunktury

Zgodnie z pierwszą grupą teorii główną przyczyną procyklicznej polityki fiskalnej są ograniczenia płynności. Brak zaufania inwestorów do rządów, dotyczący w największej mierze rządów krajów słabiej rozwiniętych, powoduje, że w czasie recesji ci pierwsi żądają dodatkowych premii za ryzyko bądź stosują bezpośrednie racjonowanie kredytów (Gavin i in. 1996; Calderon, Duncan i Schmidt-Hebbel 2003; Calderon i Schmidt 2003). Skutkiem takiej sytuacji jest wymuszona kontrakcja fiskalna, gdy rząd w warunkach recesji musi ograniczać deficyt. Z kolei w sytuacji ekspansji gospodarczej nałożone ograniczenia zostają

zmniejszone, co pozwala na wzrost deficytu oraz próby zrekompensowania podaży tych usług publicznych i transferów, które musiały zostać ograniczone w okresie spowolnienia. Taki schemat działania oznacza wymuszone ograniczeniami płynności przyjęcie procyklicznej polityki fiskalnej.

W dostępnej literaturze empirycznej ograniczenia płynności reprezentuje kilka zmiennych. W roli tej stosuje się poziom deficytu (Perry 2003; Woo 2005), długu publicznego (OECD 2003), otwartość gospodarki jako miarę dostępu do rynków finansowych (Lane 2003; Woo 2005), ratingi kredytowe lub różne miary spreadu oprocentowania długu publicznego (Calderon i Schmidt-Hebbel 2003; Alesina i Tabellini 2005), a także bilans obrotów bieżących (Woo 2005).

Teorię dominującej roli ograniczeń płynności cechują jednak pewne słabości. Przede wszystkim racjonalni inwestorzy powinni dyskontować możliwość pojawienia się recesji, równomiernie rozkładając w czasie premie za ryzyko. Ponadto kraje rozwijające się mogłyby akumulować nadwyżki budżetowe w czasie ekspansji, tak by zmniejszyć swoją zależność od rynków finansowych w czasie recesji.

Z tego powodu powstało wiele alternatywnych teorii tłumaczących procykliczne kształtowanie się deficytu. Alesina i Tabellini (2005) prezentują model, w którym głównym czynnikiem odpowiedzialnym za procykliczną politykę fiskalną jest korupcja. W ich modelu władzom jest łatwiej kraść w czasach prosperity, gdyż występująca wówczas obfitość zasobów pozwala na zapewnianie obywatelom nadal wystarczającej podaży dóbr publicznych. Autorzy ci przedstawiają analizę empiryczną, z której wynika, zgodnie z predykcjami płynącymi z modelu teoretycznego, że polityka fiskalna jest częściej procykliczna w krajach charakteryzujących się wysokim wskaźnikiem korupcji. Empirycznym wskaźnikiem, który decyduje o stopniu procykliczności polityki fiskalnej, jest w tym przypadku wskaźnik korupcji pochodzący z pracy Kaufmanna, Kraaya i Mastruzzi (2004).

Woo (2005) prezentuje teoretyczny model wspólnego zasobu, w którym występuje niekooperacyjna gra pomiędzy politykami reprezentującymi różne grupy interesu. Polityka fiskalna jest w tym modelu neutralna względem cyklu wyłącznie w przypadku, gdy grupy mają takie same preferencje, natomiast staje się procykliczna, gdy ich preferencje cechuje rozbieżność (polaryzacja). Woo prezentuje analizę empiryczną, z której wynika, że wskaźniki Giniego, mierzące nierówność dochodów oraz nierówności edukacyjnych (jako miary polaryzacji preferencji), rzeczywiście są dodatnio skorelowane ze wskaźnikiem procykliczności polityki fiskalnej.

Tornell i Lane (1998; 1999) przedstawiają model wspólnego zasobu, w którym różne grupy interesu (rozumiane jako różne partie wewnątrz koalicji czy

różni ministrowie w ramach rządu, wraz z popierającymi ich grupami nacisku) współzawodniczą o dostęp do dochodów podatkowych, stanowiących wspólny zasób. Polityka fiskalna staje się procykliczna, ponieważ w okresie ekspansji gospodarki wspólny zasób się zwiększa, co powoduje zaostrzenie konkurencji pomiędzy grupami interesu i wzrost wydatków silniejszy niż proporcjonalny do dochodów. Lane (2003) prezentuje badanie empiryczne, z którego wynika, że istotnie kraje charakteryzujące się wysoką zmiennością produkcji i znaczną polaryzacją na scenie politycznej mają większą skłonność do prowadzenia procyklicznej polityki fiskalnej niż pozostałe państwa. Ponadto, ponieważ silne instytucje mogą ograniczać pole manewru grup interesu, osłabiając w ten sposób opisany mechanizm, w charakterze zmiennej objaśniającej użyto miary ograniczeń politycznych skonstruowanej przez Henisza (2000).

W dostępnych badaniach w charakterze determinant badanego zjawiska używano również takich zmiennych, jak członkostwo w OECD (Kaminski, Reinhart 2004), poziom PKB na mieszkańca na początku próby (Alesina i Tabellini 2005; Woo 2005), bieżący PKB na mieszkańca (Lane 2003), rozmiar sektora publicznego (Lane 2003; Woo 2005) oraz zmienność stop wzrostu produktu krajowego brutto (Lane 2003). Podczas gdy niektóre z tych zmiennych są stosowane jako regresory w badaniach empirycznych, pozostałe pojawiają się w charakterze wyjaśnień *ex post* zaobserwowanych różnic. Wydaje się jednak, że nie ma poważniejszych podstaw teoretycznych do stosowania tej grupy w charakterze regresorów.

2.2. Wybrane problemy metodologiczne

Typowym stosowanym w literaturze sposobem pomiaru wpływu różnych zmiennych na kształtowanie się funkcji reakcji władz fiskalnych jest użycie procedury dwustopniowej (Lane 2003; Fatas i Mihov 2004; Alesina i Tabellini 2005). Pierwszy krok polega na estymacji, oddzielnie dla każdego kraju parametrów równania:

$$x_{it} = \alpha_i + \mathbf{y}'_{it} \boldsymbol{\beta}_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

gdzie x_{it} jest zmienną charakteryzującą politykę fiskalną, a $\mathbf{y}_{it}$ jest wektorem bieżących oraz opóźnionych zmiennych objaśniających. Następnie, na drugim etapie, estymuje się przekrojowo parametry równania:

$$\boldsymbol{\beta}_i = \boldsymbol{\gamma}_0 + \boldsymbol{\Gamma} \mathbf{z}_i + \boldsymbol{\rho}_i \quad (11)$$

gdzie $\mathbf{z}_i$ jest wektorem zmiennych charakteryzujących kraje (najczęściej uśrednionych względem czasu), $\boldsymbol{\Gamma}$ jest zaś macierzą parametrów.

Canova i Pappa (2005) wskazują jednak, że taka dwustopniowa procedura może dać mylące wyniki,

przeszacowując wpływ $\mathbf{z}_i$ na parametry $\boldsymbol{\beta}$. Wynika to z faktu, że estymator użyty na drugim etapie traktuje $\boldsymbol{\beta}$ jak zmienną obserwowalną, podczas gdy w rzeczywistości jest to wartość estymowana. Drugi problem wiąże się z użyciem na drugim etapie wyłącznie regresorów uśrednionych względem czasu, co powoduje utratę informacji zawartej w zmienności $\mathbf{z}_i$ w czasie i sprawia, że metoda ta jest nieefektywna.

W niniejszym opracowaniu przyjęto, że parametry $\boldsymbol{\beta}$ mogą się zmieniać zarówno w czasie, jak i pomiędzy krajami, zgodnie z równaniem:

$$\boldsymbol{\beta}_{it} = \boldsymbol{\gamma}_0 + \boldsymbol{\Gamma} \mathbf{z}_{it} \quad (12)$$

Po podstawieniu go do równania (10) otrzymuje się:

$$x_{it} = \alpha_i + \mathbf{y}'_{it} \boldsymbol{\gamma}_0 + \mathbf{y}'_{it} \boldsymbol{\Gamma} \mathbf{z}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

W omawianym przypadku wektor $\boldsymbol{\beta}$ składa się tylko z jednego parametru $(\kappa_0 + \varepsilon_s)_t$. Parametry tego równania, zawierającego teraz zmienne interakcyjne $\mathbf{y}'_{it} \boldsymbol{\Gamma} \mathbf{z}_{it}$, mogą być szacowane standardowymi technikami estymacji panelowej.

3. Analiza empiryczna

3.1. Dane oraz metody estymacji

W analizie empirycznej użyto danych pochodzących z bazy OECD Economic Outlook. Mają one postać niezbilansowanego panelu obejmującego 27 krajów OECD w latach 1980–2003 (są to: Australia, Austria, Belgia, Czechy, Dania, Finlandia, Francja, Grecja, Hiszpania, Holandia, Irlandia, Islandia, Japonia, Kanada, Korea, Luksemburg, Meksyk, Niemcy, Norwegia, Nowa Zelandia, Polska, Portugalia, Słowacja, Stany Zjednoczone, Szwajcaria, Szwecja, Turcja, Węgry, Wielka Brytania, Włochy). Indeks jakości regulacji (zastosowany jako przybliżenie jakości instytucji) pochodzi z pracy Gwartneya and Lawsons (2005) i jest jednym ze składników ich wskaźnika wolności ekonomicznej (*Economic Freedom of the World index*), nazywanym „regulacja rynków kredytu, pracy i wymiany”. Indeks korupcji pochodzi z opracowania Kaufmanna, Kraaya i Mastruzziego (2005). Współczynnik Giniego dla rozkładu dochodów pochodzi z bazy danych United Nations University (2005). Łącznie panel zawiera 555 obserwacji, przy czym w niektórych równaniach ich liczba jest niższa, głównie ze względu na zastosowane opóźnienia.

Dochody publiczne T_{it} i wydatki G_{it} odnoszą się do sektora finansów publicznych (*general government*) i obliczane są zgodnie z konwencją ESA95. Łuka produkcji $\tilde{y}_{it}$ równa jest stosunkowi rzeczywistego PKB w cenach stałych do PKB potencjalnego, wyznaczonego za pomocą standardowego filtra Hodricka-Prescott.

Tabela 1 w Aneksie A przedstawia statystyki opisowe dla głównych zmiennych występujących w badaniu.

Ze względu na fakt, że wszystkie równania mają charakter dynamiczny, estymatory panelowe oparte na metodzie najmniejszych kwadratów są obciążone i niezgodne. Dlatego jako główną metodę estymacji użyto procedurę Arellano i Bonda (1991), polegającą na zastosowaniu uogólnionej metody momentów (GMM) do równania estymacji wyspecyfikowanego na podstawie pierwszych przyrostów. Zgodnie z sugestiami Judson i Owen (1996; 1999) wykorzystany został również estymator, w którym maksymalna liczba instrumentów została ograniczona do trzech (GMM3), co daje estymator pośredni pomiędzy metodą Arellano i Bonda a estymatorem Andersona i Hsiao (1981). Ze względu na prostotę zwykłego estymatora MNK z dywersyfikacją stałej (*fixed effects*, FE), jak również jego nie najgorsze właściwości przy T dążącym do nieskończoności, także wyniki uzyskane przy użyciu tego estymatora zostały przedstawione we wszystkich przypadkach. Do obliczenia statystyki t wykorzystano odchylenia standardowe White'a. W przypadku estymacji GMM przedstawiono również statystyki J oraz wyniki testu Sargana dla nadmiernie identyfikujących restrykcji na poziomie istotności 5%.

3.2. Wstępna analiza danych

Rozważania przedstawione w podrozdziałach 1.2–1.4 pozwalają na wyspecyfikowanie równań nadwyżki budżetowej w kraju i w roku τ . Ze względu na typową długość okresu tworzenia i realizacji ustawy budżetowej przyjęto maksymalne opóźnienie w równaniu (8) równe 2 (tj. $N = 2$). Wraz z pozostałymi zmiennymi objaśniającymi przedstawionymi w podrozdziale 1.4 daje to specyfikację:

$$\log(t_{\tau}/g_{\tau}) = \alpha_i + \sum_{n=1}^2 \alpha_n L^n \log(t_{\tau}/g_{\tau}) + \sum_{n=0}^2 \beta_n L^n \log(\tilde{y}_{\tau}) + \beta_3(d_{\tau}/y_{\tau}) + \beta_4\pi_{\tau} + \beta_5\theta_{\tau} + \beta_6SGP_{\tau} + \beta_7SGP_{\tau} \cdot \log(\tilde{y}_{\tau}) + \eta_{\tau} \quad (14)$$

gdzie:

(d_{τ}/y_{τ}) – relacja długu do PKB,

π_{τ} – stopa inflacji,

θ_{τ} – odchylenie warunków wymiany od trendu (obliczonego za pomocą filtra Hodricka-Prescotta),

SGP_{τ} – zmienna zero-jedynkowa, przyjmująca wartość 1 w krajach członkowskich strefy euro począwszy od 1998 r. i 0 w przeciwnym wypadku.

Ostatni regresor (ze współczynnikiem β_7) pozwala na uwzględnienie hipotezy, że reakcje polityki fiskalnej na wahania cykliczne zmieniły się od czasu wejścia w życie Paktu Stabilności i Wzrostu.

Tabela 2 przedstawia wyniki estymacji parametrów równania (14). Pierwsze dziewięć kolumn przedstawia wyniki estymacji oparte na pełnej próbie

oraz dwóch podpróbach, obejmujące wysoko rozwinięte kraje członkowskie Unii Europejskiej⁶ oraz kraje wysoko rozwinięte nienależące do UE⁷.

Choć wartości estymacji punktowych poszczególnych parametrów nieraz znacznie się różnią, wyniki estymacji wskazują na istnienie grupy regresorów istotnych statystycznie w niemal każdym przypadku. Regresory te powinny w związku z tym zostać użyte w charakterze zmiennych objaśniających również w dalszych regresjach. Są to: zmienna objaśniana opóźniona o 1 rok, luka produktu, zarówno bieżąca, jak i opóźniona o 1 rok, a także relacja długu publicznego do PKB. Choć dla grupy krajów nienależących do UE wpływ inflacji okazał się istotny statystycznie, parametr ma znak ujemny, odwrotny do oczekiwanego, co sugeruje, że wynik ten może mieć raczej charakter przypadkowy. Wśród krajów UE zmienna zero-jedynkowa dla Paktu Stabilności i Wzrostu przyjmuje wartość istotną statystycznie, co jednak nie znalazło potwierdzenia w próbie obejmującej wszystkie kraje.

Ostatecznie, do dalszej analizy została wybrana następująca specyfikacja równania:

$$\log(t_{\tau}/g_{\tau}) = \alpha_i + \alpha L \log(t_{\tau}/g_{\tau}) + \sum_{n=0}^1 \beta_n L^n \log(\tilde{y}_{\tau}) + \beta_2(d_{\tau}/y_{\tau}) + \eta_{\tau} \quad (15)$$

Ostatnie trzy kolumny w tabeli 2 przedstawiają wyniki estymacji powyższego równania. W większości przypadków wyniki są podobne jak przy uwzględnionym pełnym zestawie regresorów, zarówno co do rzędu wielkości, jak i istotności statystycznej.

3.3. Wyniki estymacji

Przyjęta strategia analizy jednostopniowej polega na zastąpieniu parametru β_0 w równaniu (15) wzorem $\beta_{\tau} = \gamma_0 + \gamma' z_{\tau}$, gdzie wektor z zawiera czynniki determinujące zachowanie polityki fiskalnej w cyklu koniunkturalnym. Prowadzi to do rozszerzenia równania (15) poprzez uwzględnienie wśród regresorów zmiennych interakcyjnych $z_{\tau} \log(\tilde{y}_{\tau})$, wraz z odpowiadającym im wektorem parametrów γ .

Wybór elementów wektora z_{τ} wskazany jest przez teorie opisane w rozdziale 2. Według pierwszej z nich głównym czynnikiem wpływającym na reakcje polityki fiskalnej na wahania cykliczne są ograniczenia narzucane przez rynek finansowy. Ponieważ ograniczenia te są z reguły najbardziej dotkliwe w stosun-

⁶ Grupa ta obejmuje kraje należące do Unii Europejskiej od 1 maja 2004 r., z wyjątkiem Grecji, Portugalii i Hiszpanii.

⁷ Przeprowadzono również estymację dla próby obejmującej Portugalię, Grecję i Hiszpanię, jak również trzy nowe kraje członkowskie – Polskę, Węgry oraz Słowację. Prawdopodobnie z powodu bardzo małej próby, zarówno w wymiarze przekrojowym, jak i czasowym, niemal wszystkie parametry (z wyjątkiem parametru stojącego przy opóźnionej zmiennej objaśnianej oraz stałej) okazały się nieistotne statystycznie.

ku do krajów wysoko zadłużonych bądź charakteryzujących się wysokim deficytem, wektor z_{it} składa się z nadwyżki strukturalnej (różnicy między logarytmami dochodów i wydatków strukturalnych, $\log(\bar{f}_{it}/\bar{g}_{it})$) oraz relacji długu publicznego do PKB (d_{it}/y_{it}). Ta ostatnia zmienna została opóźniona o 1 okres w celu uniknięcia efektów korelacji pomiędzy bieżącym poziomem długu a bieżącym deficytem. Wyniki estymacji zostały przedstawione w tabeli 3. Oszacowania parametrów mają we wszystkich przypadkach znaki zgodne z oczekiwaniami – polityka fiskalna staje się silniej antycykliczna w krajach charakteryzujących się niskim poziomem długu publicznego oraz wysoką nadwyżką strukturalną. Należy jednak zwrócić uwagę na fakt, że poziom długu cechuje się wyższymi wartościami statystyk t , co może wskazywać, że zmienna ta jest silniej skorelowana z elastycznością nadwyżki budżetowej względem produktu niż nadwyżka strukturalna.

Według drugiej grupy teorii głównym czynnikiem determinującym funkcję reakcji są cechy społeczne oraz instytucjonalne. Zgodnie z opracowaniami przywołanymi w podrozdziale 2 w niniejszym badaniu w charakterze regresorów użyto trzech zmiennych: indeksu jakości prawa (jako przybliżenia jakości instytucji, oznaczonego jako REGL), indeksu korupcji (CORR) oraz współczynnika Giniego dla dochodów gospodarstw domowych (jako przybliżenia stopnia polaryzacji społecznych preferencji, oznaczonego jako GINI).

Niewątpliwą zaletą stosowania pierwszej spośród wymienionych zmiennych jest stosunkowo dobra dostępność danych w krajach rozwiniętych, gdzie dane istnieją niemal dla całego badanego okresu. Niestety, dane o krajach słabiej rozwiniętych są dostępne dopiero dla lat dziewięćdziesiątych, co powoduje, że przy użyciu pełnej dostępnej próby panel staje się silnie niezrównoważony. Podobny problem dotyczy także wskaźnika Giniego. Indeks korupcji jest dla odmiany dostępny dopiero od 1996 r., co może rodzić wątpliwości dotyczące możliwości przeprowadzenia analizy zjawisk związanych z cyklem koniunkturalnym na podstawie tak krótkiej próby. Z drugiej strony panel staje się niemal całkowicie zrównoważony i zwiększa się relatywna rola krajów słabiej rozwiniętych w próbie.

Wyniki estymacji przedstawione są w tabeli 4. Podobnie jak poprzednio, w większości przypadków znaki oszacowanych parametrów są zgodne z oczekiwaniami. Oznacza to, że polityka fiskalna jest silniej antycykliczna w krajach, które charakteryzują się lepszymi instytucjami, niższą korupcją i mniejszą polaryzacją społeczną. Wśród tych zmiennych jedynie jakość instytucji wykazuje przy tym statystycznie istotny wpływ na zachowanie nadwyżki budżetowej w cyklu koniunkturalnym. Należy zauważyć, że oszaco-

wane wartości znacznie się różnią w zależności od użytej metody – w szczególności dotyczy to zaskakująco dużych różnic pomiędzy wynikami uzyskanymi za pomocą GMM oraz ograniczonej GMM. Wydaje się, że z tych dwóch metod większą wagę należy przywiązywać do pełnej GMM. Jest to metoda bardziej efektywna (korzysta z pełniejszego zbioru momentów), a jej wyniki potwierdza metoda MNK z dywersyfikacją stałej, której własności przy panelu obejmującym 24 okresy są akceptowalne (Judson, Owen 1999).

W celu bezpośredniego porównania zdolności teorii do wyjaśniania zależności obecnych w danych w ostatniej grupie estymacji uwzględniono wśród zmiennych objaśniających zarówno miarę ograniczeń płynności (relację długu publicznego do PKB), jak i miary czynników społeczno-instytucjonalnych. Uzyskane wyniki (por. tabela 5) potwierdzają wcześniejszy wniosek, że jakość prawa jest jedyną zmienną, której wpływ okazuje się istotny statystycznie. Wartości statystyk t wskazują, że miara ta charakteryzuje się lepszą zdolnością objaśniania niż poziom długu publicznego, choć wpływ tej ostatniej zmiennej również okazuje się statystycznie istotny.

Wnioski

Przedmiotem niniejszego opracowania jest zbadanie wpływu czynników polityczno-instytucjonalnych oraz ekonomicznych na kształtowanie się reakcji polityki fiskalnej na wahania koniunkturalne. Do tego celu zastosowano metodę jednostopniową, wykorzystując zmienne interakcyjne. Metoda ta jest efektywniejsza od stosowanej często w literaturze metody dwustopniowej, polegającej na oszacowaniu odpowiedniego parametru oddzielnie dla każdego kraju na podstawie prób czasowych, a następnie użyciu oszacowanych parametrów jako zmiennych objaśnianych w badaniu przekrojowym. Pozwala ona bowiem na wykorzystanie informacji zawartej w próbie panelowej zarówno w wymiarze przekrojowym, jak i w wymiarze czasowym.

Opisana metoda została użyta do bezpośredniego porównania zdolności dwóch grup teorii do objaśniania zjawiska występowania w wielu krajach procyklicznej polityki fiskalnej. Zgodnie z pierwszą grupą teorii główną determinantą kształtującą reakcje polityki fiskalnej na wahania koniunktury są ograniczenia płynności. Wysoki deficyt strukturalny bądź wysokie zadłużenie mogą powodować, że w czasie recesji rynki finansowe zmuszają rząd do ograniczenia deficytu, a więc do prowadzenia polityki fiskalnej w sposób procykliczny. Spośród zbadanych zmiennych reprezentujących skalę tak rozumianych ograniczeń płynności, poziom zadłużenia najlepiej wyjaśnia zmiany reakcji nadwyżki budżetowej na wahania pro-

dukcji. Wyniki analizy empirycznej wskazują, że kraje charakteryzujące się wysokim poziomem długu publicznego słabiej reagują na wahania koniunktury niż kraje, w których zadłużenie jest niskie. Potwierdza to hipotezę o roli ograniczeń płynności w kształtowaniu reakcji władz fiskalnych na cykl koniunkturalny, jak również wyniki empiryczne uzyskane przez OECD (2003). Należy jednak zauważyć, że poziom statystycznej istotności uzyskanych wyników jest stosunkowo niski, co wskazuje, że ograniczenia płynności jedynie w niewielkim stopniu wyjaśniają zjawisko prowadzenia przez niektóre kraje procyklicznej polityki fiskalnej.

Zgodnie w drugą grupą teorii główną przyczyną procykliczności w prowadzeniu polityki fiskalnej są czynniki społeczno-instytucjonalne. W badaniu uwzględniono trzy zmienne reprezentujące te czynniki: indeks jakości regulacji prawnych (jako przybliżenie jakości instytucji), indeks korupcji, a także współczynnik Giniego dla dochodów gospodarstw domowych (jako

przybliżenie polaryzacji społecznych). Spośród tych trzech miar jedynie pierwsza wywiera statystycznie istotny wpływ na reakcję polityki fiskalnej na cykl koniunkturalny. Ponadto wyższe wartości statystyki t wskazują, że zmienna ta lepiej objaśnia zróżnicowanie badanego zjawiska niż poziom długu publicznego.

Przeprowadzona analiza empiryczna wskazuje więc, że jakość instytucji wywiera silniejszy wpływ na kształtowanie się polityki fiskalnej w cyklu koniunkturalnym niż ograniczenia płynności. Potwierdza to teorie, zgodnie z którymi głównym mechanizmem wywołującym procykliczną politykę fiskalną są działania grup interesu w słabym otoczeniu instytucjonalnym. Równocześnie wyniki badania nie potwierdzają przewidywań teorii dotyczących dominującej roli polaryzacji społecznej (Woo 2005) ani korupcji (Alesina i Tabellini 2005) w określaniu, czy polityka fiskalna będzie prowadzona w sposób procykliczny, czy w sposób antycykliczny.

Bibliografia

- Alesina A., Ardagna S., Perotti R., Schiantarelli F. (2002), *Fiscal Policy, Profits, and Investment*, "American Economic Review", vol. 92, No. 3, s. 571-589.
- Alesina A., Tabellini G. (2005), *Why is fiscal policy often procyclical?*, mimeo, Harvard.
- Anderson T.W., Hsiao C. (1981), *Estimation of Dynamic Models with Error Components*, "Journal of the American Statistical Association", No. 76, s. 598-606.
- Arellano M., Bond S. (1991), *Some Tests of Specification of Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, "Review of Economic Studies", No. 58, s. 277-297.
- Banca d'Italia (1999), *Indicators of Structural Budget Balances*, Research Department Public Finance Workshop, Rome.
- Barro R. (1979), *On the Determination of the Public Debt*, "Journal of Political Economy", No. 87, s. 940-947.
- Calderón C., Duncan R., Schmidt-Hebbel K. (2003), *The Role of Credibility in the Cyclical Properties of Macroeconomic Policies in Emerging Economies*, "Working Paper", No. 237, Central Bank of Chile, Santiago.
- Calderón C., Duncan R., Schmidt-Hebbel K. (2004), *Institutions and Cyclical Properties of Macroeconomic Policies*, "Working Paper", No. 285, Central Bank of Chile, Santiago.
- Calderón C., Schmidt-Hebbel K. (2003), *Macroeconomic policies and performance in Latin America*, "Journal of International Money and Finance", Vol. 22, s. 895-923.
- Catao L.A., Sutton B.W. (2002), *Sovereign Defaults: The Role of Volatility*, "Working Paper", No. 02/149, IMF, Washington, D.C.
- Chalk N., Hemming R. (2000), *Assessing fiscal sustainability in theory and practice*, "Working Paper", No. 00/81, IMF, Washington, D.C.
- Fatás A., Mihov I. (2004), *The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion*, Quarterly Journal of Economics, forthcoming.
- Gavin M., Perotti R. (1997), *Fiscal Policy in Latin America*, w: B. Bernanke, J. Rotemberg (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge.
- Gavin M., Hausmann R., Perotti R., Talvi E. (1996), *Managing Fiscal Policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, Procyclicality, and Limited Creditworthiness*, "Working Paper", No. 326, Inter-American Development Bank, Washington, D.C.
- Giavazzi F., Pagano M. (1990), *Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? – Tales of Two Small European Countries*, w: O. Blanchard, S. Fischer (red.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge.
- Gwartney J., Lawson R. (2005), *Economic Freedom of the World: 2005 Annual Report*, The Fraser Institute, Vancouver, za www.freetheworld.com
- Henisz W. (2000), *The institutional environment for economic growth*, "Economics and Politics", No. 12, s. 1-31.
- Judson R.A., Owen A.L. (1996), *Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists*, Federal Reserve Board of Governors, Washington D.C.
- Judson R.A., Owen A.L. (1999), *Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists*, "Economics Letters", No. 65, s. 9-15.

- Kaminski G., Reinhart C., Vegh C. (2004), *When it Rains it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies*, "Working Paper", No. 10780, NBER, Cambridge.
- Kaufman D., Kraay A., Mastruzzi M. (2005), *Governance Matters IV: Governance Indicators for 1996-2004*, "Policy Research Working Paper", No. 3106, World Bank, Washington, D.C.
- Krajewski P. (2006), *Strukturalny i cykliczny component deficytu budżetowego w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Lane P., Tornell A. (1998), *Why Arent Latin American Saving Rates Procyclical?*, "Journal of Development Economics", No. 57, s. 185-200.
- Lane P. (2003), *The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Evidence from the OECD*, "Journal of Public Economics", No. 87, s. 2661-2675.
- Lucas R., Stokey N. (1983), *Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital*, "Journal of Monetary Economics", No. 12, s. 55-93.
- Mills P., Quinet A. (2001), *The Case for Spending Rules*, w: Banca d'Italia (2001), *Fiscal Rules*, materiały z konferencji w Perugii w lutym 2001, Rome.
- OECD (2003), *Fiscal Stance over the Cycle: the Role of Debt, Institutions, and Budget Constraints*, "Economic Outlook" No. 74, OECD, Paris.
- Perotti R. (2002), *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*, "Working Paper", No.15, European Network of Economic Policy Research Institutes, Brussels.
- Perry G. (2003), *Can Fiscal Rules Help Reduce Macroeconomic Volatility in the Latin America and the Caribbean Region?*, "Policy Research Working Paper", No. 3080, World Bank, Washington, D.C.
- Talvi E., Vegh C. (2000), *Tax Base Variability and pro-cyclical Fiscal Policy*, "Working Paper", No. 7499, NBER, Cambridge.
- Tornell A., Lane P.R. (1998), *Are windfalls a curse? A non-representative agent model of the current account*, "Journal of International Economics", Vol. 44, s. 83-112.
- Tornell A., Lane P.R. (1999), *Voracity and Growth*, "American Economic Review", No. 89, s. 22-46.
- United Nations University (2005), *World Income Inequality Database*, vol. 2.0a, czerwiec.
- van den Noord P. (2002), *Automatic Stabilizers in the 1990s and beyond*, w: M. Buti, J. von Hagen, C. Martinez-Mongay (red.) *The Behaviour of Fiscal Authorities*, Palgrave, Houndmills.
- von Hagen J., Wolff G. (2004), *What Do Deficits Tell Us About Debt: Empirical Evidence on Creative Accounting with Fiscal Rules in EMU*, "Discussion Paper" No. 4759, Centre for Economic Policy Research, London.
- Woo J. (2005), *The Behavior of Fiscal Policy: Cyclical and Discretionary Fiscal Decisions*, "Fiscal policy workshop" January, University of Oslo.

Aneks A. Statystyki opisowe podstawowych zmiennych

Tabela 1 Statystyki opisowe w próbie (lata 1980-2003)

Symbol	Nazwa	Średnia	Max.	Min.	Odchylenie standardowe	Liczba obserwacji
$\log(t_{it} / g_{it})$	nadwyżka sektora finansów publicznych	-0,058	0,311	-0,376	0,101	590
$\log(\bar{t}_{it} / \bar{g}_{it})$	nadwyżka strukturalna	-0,057	0,274	-0,375	0,098	589
θ_{it}	warunki wymiany	0,001	0,220	-0,262	0,041	673
$\log(\bar{y}_{it})$	luka produktu	-0,002	0,104	-0,086	0,025	671
d_{it} / y_{it}	dług publiczny do PKB	0,603	1,575	0,046	0,311	528
π_{it}	inflacja	0,082	0,841	-0,009	0,121	646
REGL	indeks jakości prawa	0,599	0,876	0,310	0,101	695
CORR	indeks korupcji	1,475	2,583	-0,405	0,845	240
GINI	współczynnik Giniego	0,302	0,530	0,197	0,069	358

Źródło: opracowanie własne.

Aneks B. Wyniki estymacji

Tabela 2 Wyniki estymacji – równanie 14 (kursywu podano statystyki t)

Metoda	FE	GMM3	GMM	FE	GMM3	GMM	FE	GMM3	GMM	FE	GMM3	GMM
próba	pełna			rozminięte kraje UE			rozminięte kraje poza UE			pełna		
$L \log(t_{it} / g_{it})$	0,867	0,678	0,848	0,883	0,706	0,816	1,045	0,905	0,894	0,850	0,660	0,848
	15,702	11,781	16,946	16,917	10,858	13,066	6,016	8,697	5,947	24,899	12,008	25,429
$L^2 \log(t_{it} / g_{it})$	-0,049	-0,052	-0,028	-0,023	0,000	-0,006	-0,148	-0,106	-0,041			
	-0,973	-0,966	-0,567	-0,233	0,003	-0,079	-1,055	-1,663	-0,380			
SGP	0,005	0,015	0,005	0,001	0,023	0,010						
	1,072	1,650	0,839	0,260	2,724	1,515						
π_{it}	-0,041	-0,177	-0,021	-0,021	0,342	0,062	-0,043	-0,317	-0,040			
	-1,214	-1,171	-0,632	-0,145	1,826	0,414	-2,968	-5,830	-1,294			
θ_{τ}	-0,109	-0,170	-0,101	-0,102	-0,209	-0,125	0,073	-0,028	0,057			
	-1,105	-1,199	-1,008	-1,330	-2,641	-2,401	2,225	-0,211	1,248			
$L(d_{it} / y_{it})$	0,028	0,110	0,048	0,039	0,186	0,088	0,003	0,043	0,045	0,044	0,136	0,058
	1,254	5,341	2,721	1,670	5,379	4,199	0,088	1,345	1,506	2,471	6,191	4,418
$\log(\tilde{y}_{it})$	0,678	0,802	0,670	0,479	0,483	0,474	0,988	1,011	0,982	0,812	0,973	0,798
	4,853	4,525	4,693	2,102	2,354	1,997	6,213	6,527	5,563	5,705	5,704	5,757
$L \log(\tilde{y}_{it})$	-0,567	-0,335	-0,544	-0,333	-0,224	-0,306	-0,903	-0,528	-0,697	-0,760	-0,450	-0,729
	-4,827	-2,895	-4,927	-1,806	-1,186	-1,950	-3,244	-2,083	-2,657	-6,713	-4,920	-7,133
$L^2 \log(\tilde{y}_{it})$	-0,156	-0,006	-0,157	-0,298	-0,161	-0,234	-0,164	-0,071	-0,171			
	-1,665	-0,057	-1,864	-3,182	-1,775	-2,869	-0,731	-0,287	-0,884			
$\log(\tilde{y}_{it}) \cdot SGP$	0,194	-0,091	0,193	0,432	0,473	0,466						
	0,916	-0,158	0,894	2,079	1,928	1,762						
Statystyka J		123,546	471,211		81,966	223,894		80,331	113,873		176,566	536,269
Test Sargana *		odrzućcie	brak odrzućcia		brak odrzućcia	brak odrzućcia		brak odrzućcia	brak odrzućcia		odrzućcie	odrzućcie

*Test Sargana nadmiernie identyfikujących restrykcji na poziomie istotności 5%; H_0 : nie ma podstaw do odrzucenia restrykcji nałożonych na momenty.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3 Wyniki estymacji – rola ograniczeń płynności

Metoda	FE	GMM3	GMM	FE	GMM3	GMM	FE	GMM3	GMM
$L \log(t_{it} / g_{it})$	0,844	0,612	0,841	0,850	0,621	0,858	0,845	0,594	0,737
	24,555	10,272	26,688	24,076	27,593	25,882	24,100	16,329	13,961
$L(d_{it} / y_{it})$	0,044	0,127	0,057	0,044	0,111	0,050	0,044	0,128	0,083
	3,248	6,157	4,218	3,201	7,504	3,095	3,265	7,227	2,548
$\log(\bar{y}_{it})$	0,850	1,334	0,846	0,930	2,310	1,025	0,873	2,105	1,160
	5,857	10,061	6,406	4,394	14,390	12,112	3,723	8,506	5,362
$L \log(\bar{y}_{it})$	-0,751	-0,438	-0,723	-0,754	-0,461	-0,759	-0,751	-0,464	-0,510
	-8,665	-5,388	-7,120	-8,159	-10,784	-17,009	-8,560	-5,664	-7,836
$\log(\bar{y}_{it}) \cdot \log(\bar{t}_{it} / \bar{g}_{it})$	1,163	3,668	1,249				1,071	1,265	0,858
	1,030	2,699	1,146				0,619	1,330	0,738
$\log(\bar{y}_{it}) \cdot L(d_{it} / y_{it})$				-0,248	-2,237	-0,376	-0,053	-1,875	-0,588
				-0,845	-9,859	-2,192	-0,107	-3,765	-1,550
Statystyka J		174,710	537,576		21,250	25,021		19,939	21,424
Test Sargana		odrzućenie	odrzućenie		brak odrzućenia	brak odrzućenia		brak odrzućenia	brak odrzućenia

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4 Wyniki estymacji – rola czynników społeczno-instytucjonalnych

Metoda	FE	GMM3	GMM	FE	GMM3	GMM	FE	GMM3	GMM
$L \log(t_{it} / g_{it})$	0,944	0,551	0,850	0,487	0,065	0,486	0,810	0,653	0,744
	28,013	30,628	45,768	8,179	1,537	8,278	15,794	20,289	15,967
$L(d_{it} / y_{it})$	0,001	0,132	0,059	0,020	0,075	-0,026	0,079	0,143	0,088
	0,160	20,835	3,202	0,540	1,847	-0,339	4,952	6,323	1,999
$\log(\tilde{y}_{it})$	-0,027	-3,424	-0,420	0,993	2,596	0,226	1,157	0,656	1,324
	-0,051	-7,690	-1,704	4,082	10,369	0,482	2,054	0,904	2,013
$L \log(\tilde{y}_{it})$	-0,940	-0,471	-0,758	-0,594	-0,150	-0,512	-0,684	-0,458	-0,495
	-9,139	-10,348	-48,275	-4,509	-1,879	-2,811	-4,469	-9,471	-5,714
$\log(\tilde{y}_{it}) \cdot \text{REGL}$	1,359	7,443	2,002						
	1,444	9,990	4,684						
$\log(\tilde{y}_{it}) \cdot \text{CORR}$				0,029	-0,415	0,292			
				0,200	-2,532	1,230			
$\log(\tilde{y}_{it}) \cdot \text{GINI}$							-0,812	0,983	-1,629
							-0,428	0,404	-0,727
Statystyka J		22,740	22,949		22,982	21,235		15,030	18,199
Test Sargana		brak odrzucenia	brak odrzucenia		brak odrzucenia	brak odrzucenia		brak odrzucenia	brak odrzucenia

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5 Wyniki estymacji – ograniczenia płynności a czynniki społeczno-instytucjonalne

Metoda	FE	GMM3	GMM	FE	GMM3	GMM	FE	GMM3	GMM
$L \log(t_{it} / g_{it})$	0,851	0,589	0,840	0,483	0,085	0,393	0,857	0,676	0,748
	24,501	6,549	24,250	8,441	0,648	8,154	19,369	8,653	12,957
$L(d_{it} / y_{it})$	0,046	0,124	0,056	0,022	0,074	0,046	0,047	0,179	0,100
	3,143	4,240	4,272	0,899	0,841	0,800	2,715	5,366	5,427
$\log(\tilde{y}_{it})$	-0,443	-3,153	-0,594	0,916	3,217	0,863	2,065	0,886	1,234
	-0,680	-3,351	-1,207	2,837	2,681	1,739	3,633	0,426	1,515
$L \log(\tilde{y}_{it})$	-0,775	-0,533	-0,761	-0,594	-0,207	-0,493	-0,797	-0,411	-0,637
	-8,249	-5,487	-6,894	-3,501	-1,295	-3,551	-7,577	-3,700	-3,594
$\log(\tilde{y}_{it}) \cdot L(d_{it} / y_{it})$	-0,398	-1,660	-0,812	0,207	-0,665	0,072	-0,088	-1,371	-0,406
	-1,217	-3,135	-2,445	0,638	-0,368	0,130	-0,293	-1,427	-0,843
$\log(\tilde{y}_{it}) \cdot \text{REGL}$	2,372	8,583	2,995						
	2,009	4,512	3,442						
$\log(\tilde{y}_{it}) \cdot \text{CORR}$				0,016	-0,510	0,103			
				0,209	-0,847	0,421			
$\log(\tilde{y}_{it}) \cdot \text{GINI}$							-3,824	2,899	0,028
							-2,506	0,378	0,010
Statystyka J		141,530	492,727		44,118	199,206		122,887	272,531
Test Sargana		odrzućenie	brak odrzućenia		odrzućenie	odrzućenie		odrzućenie	odrzućenie

Źródło: opracowanie własne.

Inflacja bieżąca a różne miary oczekiwań inflacyjnych konsumentów w wybranych krajach*

Current Inflation and Different Measures of Consumer Inflation Expectations in Selected Countries

*Tomasz Łyziak**, Ewa Stanisławska****

Streszczenie

Celem pracy jest przedstawienie teoretycznych przesłanek zainteresowania współczesnej makroekonomii problematyką oczekiwań inflacyjnych oraz prezentacja wyników badań nad wpływem bieżącej inflacji na oczekiwania inflacyjne osób prywatnych w wybranych krajach. W analizie wykorzystano różne miary przewidywań inflacyjnych (miary probabilistyczne kwantyfikowane na podstawie ankiet jakościowych, wyniki ankiet typu ilościowego oraz statystykę Φ opisującą rozkład odpowiedzi na jakościowe pytanie ankietowe), celem dokonania syntezy uzyskiwanych na ich podstawie wniosków. Otrzymane wyniki sugerują, że rodzaj zastosowanej miary oczekiwań inflacyjnych ma znaczny wpływ na uzyskiwane rezultaty, przy czym wyniki analizy długookresowych własności oczekiwań cechuje znacznie większa zgodność niż w przypadku wnioskowania o ich krótkookresowych cechach.

Słowa kluczowe: oczekiwania inflacyjne, ankiety, racjonalność

Abstract

The aim of our study is to present theoretical reasons staying behind the interest of contemporary macroeconomics in inflation expectations and to present the results of empirical analysis of the influence of current inflation on consumers' inflation expectations in various countries. We employ various measures of inflation expectations in our study (quantified probability measures based on qualitative survey questions, measures derived from quantitative survey questions, Φ statistics describing the distribution of answers to the qualitative survey question) in order to make a synthesis of the conclusions drawn. Our results suggest that the choice of the measurement method significantly influences the conclusions, however the results of the analysis of long-term characteristics of expectations are much more robust than it is the case with short-term characteristics.

Keywords: inflation expectations, surveys, rationality.

JEL: D12, D84, E58

*Autorzy dziękują Profesorowi Ryszardowi Kokoszczyńskiemu oraz dwóm anonimowym Recenzentom za zgłoszone uwagi. Za wszelkie błędy i uchybienia odpowiedzialność ponoszą autorzy. Tekst odzwierciedla ich poglądy i nie powinien być inaczej interpretowany.

** Narodowy Bank Polski, Biuro Badań Makroekonomicznych, e-mail: Tomasz.Lyziak@mail.nbp.pl

*** Narodowy Bank Polski, Biuro Badań Makroekonomicznych, e-mail: Ewa.Stanislawska@mail.nbp.pl

Wprowadzenie

Oczekiwanie inflacyjne są integralnym elementem analizy we współczesnych teoriach makroekonomicznych. Wzrostowi znaczenia oczekiwań inflacyjnych w teorii ekonomii, związanemu głównie z hipotezą racjonalnych oczekiwań, towarzyszy coraz częstsze odwoływanie się do bezpośrednich miar oczekiwań inflacyjnych w badaniach empirycznych.

Niniejszy artykuł stanowi kontynuację serii prac dotyczących pomiaru oraz cech oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych w Polsce (patrz: część 2.). Składa się z dwóch części. W pierwszej z nich pokrótce przedstawiamy przesłanki zainteresowania współczesnej makroekonomii problematyką oczekiwań inflacyjnych oraz zakres informacji na ich temat wykorzystywany w badaniach empirycznych. Druga część pracy zawiera wyniki badań porównawczych dotyczących wpływu bieżącej inflacji na oczekiwania inflacyjne osób prywatnych. W badaniach tych wykorzystujemy jakościowe i ilościowe dane ankietowe z krajów, dla których dysponujemy względnie porównywalnymi szeregami czasowymi. Wzięcie pod uwagę różnych miar oczekiwań inflacyjnych pozwala nam ocenić wrażliwość uzyskiwanych na ich podstawie wniosków na zastosowany sposób pomiaru tej nieobserwowalnej zmiennej.

1. Oczekiwanie inflacyjne we współczesnej makroekonomii

1.1. Oczekiwanie inflacyjne w koncepcjach teoretycznych

Istotny wzrost zainteresowania problematyką oczekiwań inflacyjnych w ekonomii łączy się z pojawieniem się dwóch, powiązanych ze sobą, koncepcji teoretycznych, które nadały impuls rozwojowi szkół myśli ekonomicznej. Chodzi tu o rozszerzenie krzywej Phillipsa o oczekiwanie (tzw. poprawka Friedmana-Phelpsa) oraz o hipotezę racjonalnych oczekiwań. Phelps (1967) i Friedman (1968) wskazali na centralne znaczenie oczekiwań w kształtowaniu procesów inflacyjnych poprzez ich wpływ na negocjacje płacowe oraz zachowania cenotwórcze. Dostosowania oczekiwań inflacyjnych sprawiają, że w długim okresie zanika zależność między aktywnością gospodarczą a inflacją. Hipoteza racjonalnych oczekiwań (Lucas 1976), fundament nowej ekonomii klasycznej, jeszcze bardziej zanegowała tę zależność wyrażoną przez krótkookresową krzywą Phillipsa, przypisując oczekiwaniom podmiotów gospodarczych – które w tym ujęciu wykorzystują wszelką możliwą informację w sposób optymalny, tj. zgodny z mechanizmem funkcjonowania gospodarki – rolę natychmiastowego stabilizowania procesów gospodarczych. Odchylenia od poziomu pełnego zatrudnienia wiążą się w tej koncepcji jedynie z niespodziewanymi zaburzeniami, wy-

woływanymi np. przez władze monetarne (niespodzianki cenowe). Chociaż praca Lucasa (1976) jest wyraźnym przełomem w postrzeganiu roli oczekiwań w makroekonomii, należy ją traktować raczej jako ukoronowanie wcześniejszych dyskusji na ten temat. Hipoteza racjonalnych oczekiwań została bowiem formalnie zaproponowana przez Mutha (1961)¹ piętnaście lat przed ukazaniem się pracy Lucasa. Co więcej – jej korzeni można upatrywać w pracy Tinbergena (1932), w której pojęcie racjonalności rozumiane jest jako zgodność procesu formułowania oczekiwań z zależnościami występującymi w gospodarce (por. Keuzenkamp 1991).

Również współczesna teoria ekonomii wskazuje na istotną rolę oczekiwań w kształtowaniu procesów cenowych. Sztywność płac oraz cen, której istnienie jest podstawowym założeniem modeli nowej ekonomii keynesistowskiej oraz nowej syntezy neoklasycznej (por. np. Goodfriend i King 1997), prowadzą do zależności określanej mianem nowokeynesistowskiej krzywej Phillipsa. Inflacja jest w niej wyjaśniana m.in. przez oczekiwania dotyczące zmian cen w przyszłości², zwykle traktowane jako racjonalne³. Tego typu zależność może być wyprowadzona z modeli niejednoczesnych negocjacji płacowych (Taylor 1980), niejednoczesnych zmian cen (Calvo 1983) oraz kosztów dostosowania cen (Rotemberg 1982).

1.2. Oczekiwanie inflacyjne w badaniach empirycznych

Rola oczekiwań inflacyjnych we współczesnej makroekonomii, a zwłaszcza dyskusje różnych szkół myśli ekonomicznej na temat hipotezy racjonalnych oczekiwań, stworzyły naturalną potrzebę weryfikacji modeli formułowania oczekiwań. W ślad za nią poszło zainteresowanie bezpośrednimi miarami oczekiwań różnych grup podmiotów, zwłaszcza tych, których oczekiwania mają największy wpływ na przebieg procesów cenowych (producenci, konsumenci).

Pesaran i Weale (2006) wskazują na dwa sposoby testowania modeli formułowania oczekiwań. Testowanie bezpośrednie wykorzystuje ankietowe dane

¹ Muth (1961) przyrównuje subiektywne oczekiwania podmiotów gospodarczych do rzeczywistego zachowania systemu ekonomicznego: „Oczekiwania, jako przewidywania przyszłych wydarzeń bazujące na informacji (*informed predictions of future events*), są w gruncie rzeczy identyczne z przewidywaniami odpowiedniej teorii ekonomicznej” (Muth 1961, s. 316), formułując (testowalne) warunki racjonalności oczekiwań.

² Jest wiele dróg oddziaływania oczekiwań inflacyjnych na faktyczną inflację. Wzrost oczekiwanej inflacji może znaleźć odzwierciedlenie m.in.: w żądaniach podwyżek płac przez pracowników i antycypacyjnych podwyżkach cen dokonywanych przez przedsiębiorstwa w oczekiwaniu na wzrost kosztów produkcji; we wzroście konsumpcji, wynikającym z obawy konsumentów przed deprecjacją wartości dochodów i posiadanych zasobów pieniężnych oraz ze spadku realnej stopy procentowej; w jednoczesnym powstrzymaniu się przez producentów od sprzedaży części wytworzonej produkcji ze względu na spodziewany wzrost cen w przyszłości.

³ W nowej ekonomii keynesistowskiej istnieją również modele, w których odchodzi się od hipotezy racjonalnych oczekiwań (Mankiw i Reis 2002; Reis 2005; Sims 2005).

dotyczące oczekiwań, natomaist testy pośrednie odwołują się do modeli funkcjonowania całej gospodarki i na tej podstawie identyfikują schemat formułowania oczekiwań będący jego integralną częścią, spójny z obrazem gospodarki jako całości. Zasadniczą wadą metod pośrednich jest wg Pesarana (1987) arbitralność hipotez opisujących proces formułowania oczekiwań, a stanowiących, w sposób jawny bądź niejawni, ważny element stosowanych powszechnie modeli makroekonomicznych. Z kolei bezpośrednie metody obserwacji oczekiwań pozwalają porównać alternatywne modele ich kształtowania. W tym przypadku istnieje jednak ryzyko, że deklaracje podmiotów wyrażone w ankiecie mogą nie stanowić faktycznej podstawy podejmowanych przez te podmioty decyzji.

W badaniach empirycznych wykorzystuje się różne miary oczekiwań inflacyjnych. Można je podzielić ze względu na podmiot formułujący je i horyzont czasowy, którego dotyczą. Z reguły bezpośredniemu pomiarowi podlegają oczekiwania inflacyjne osób prywatnych (konsumentów, gospodarstw domowych), przedsiębiorstw prywatnych (producentów, detalistów), ekonomistów (zawodowych prognostyków, instytucji finansowych) i związków zawodowych. Ze względu na horyzont czasowy można wyróżnić oczekiwania krótkoterminowe (do 12 miesięcy), średnio-terminowe (2–4 lata) i długoterminowe (5–10 lat). Zazwyczaj badania oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych dotyczą tylko krótkiego, maksymalnie 12-miesięcznego, horyzontu⁴. Z kolei informacje na temat długoterminowych oczekiwań inflacyjnych – użytecznych np. przy ocenie wiarygodności polityki pieniężnej (np. Castelnovo et al. 2003; Gürkaynak, Levin i Swanson 2006) – uzyskuje się z sondaży przeprowadzanych wśród zawodowych ekonomistów (tzw. *surveys of professional forecasters*) bądź na podstawie cen długoterminowych instrumentów finansowych. Należy zauważyć, że w ankietowym pomiarze oczekiwań inflacyjnych ważną rolę odgrywa samo narzędzie pomiaru – wyniki są wrażliwe na zmianę sposobu doboru próby i sformułowania pytania (Pesaran 1987). Powoduje to np., że wyniki ankiet mogą się różnić w zależności od tego, czy pytanie jest sformułowane w sposób ilościowy (deklaracja wartości numerycznej oczekiwanej inflacji), czy jakościowy (deklaracja kierunku i ewentualnie siły zmiany cen). Problem wyboru rodzaju pytania ankietowego dotyczy przede wszystkim badań przeprowadzanych wśród osób prywatnych. Część badań empirycznych sugeruje, że py-

tanie ilościowe może być zbyt trudne dla osób prywatnych, co negatywnie wpływa na wiarygodność wyników⁵. Z drugiej strony wyniki jakościowe wymagają kwantyfikacji, co zawsze wiąże się koniecznością przyjęcia pewnych arbitralnych założeń.

Teoretyczne przesłanki istotności oczekiwań inflacyjnych w kształtowaniu rzeczywistej dynamiki cen znajdują odzwierciedlenie w uwzględnianiu ich wśród zmiennych objaśniających w modelowaniu ekonometrycznym procesów inflacyjnych. Ponieważ oczekiwania są zmienną nieobserwowalną, w praktyce stosuje się jej różne przybliżenia, inspirowane różnymi teoriami formułowania oczekiwań.

- Przy założeniu racjonalnych oczekiwań, przyjmowanym w większości modeli nowokeynesistowskich, za oczekiwaną inflację przyjmuje się faktyczną inflację przyszłą (spójną z rozwiązaniem stosowanego modelu), względem której oczekiwania te są formułowane. Odpowiada to ściśle założeniu nieobciążoności, będącemu jednym z fundamentów hipotezy racjonalnych oczekiwań⁶. W tym ujęciu zakłada się, że oczekiwania inflacyjne są w pełni antycypacyjne.
- W nowej ekonomii keynesistowskiej wyraźny jest równocześnie nurt kwestionujący zasadność hipotezy racjonalnych oczekiwań na gruncie teoretycznym (konceptcja *sticky information*: Mankiw i Reis 2002; Reis 2005 oraz *Shannon capacity*: Sims 2005), z czym współbrzmia wyniki prac empirycznych (badania wykorzystujące bezpośrednie miary oczekiwań inflacyjnych, np. Pesaran 1987; Svendsen 1996; Roberts 1997; Bakhshi i Yates 1998; Forsells i Kenny 2004). Dlatego w modelowaniu ekonometrycznym przyjmuje się często, że oczekiwania inflacyjne są w dużej mierze adaptacyjne i jako ich przybliżenie stosuje się przeszłą inflację. Istnieją również specyfikacje łączące oba wyżej wymienione podejścia, w których oczekiwania są kombinacją oczekiwań adaptacyjnych i antycypacyjnych.
- Innym rozwiązaniem, coraz częściej stosowanym w modelowaniu makroekonomicznym, jest odwołanie się do bezpośrednich miar oczekiwań inflacyjnych uzyskiwanych z ankiet przeprowadzanych wśród różnych grup podmiotów (np. Berk 2000; Palovii-ta 2002; Adam i Padula 2003; Forsells i Kenny 2004; Kokoszczyński, Łyziak i Stanisławska 2006).

⁴ Wyjątkami w tym względzie są sondaż konsumencki University of Michigan oraz ankiet Narodowego Banku Czech. W pierwszym przypadku zadawane są pytania dotyczące poziomu cen (jakościowe: będzie niższy, bez zmian czy wyższy niż obecnie i ilościowe) nie tylko w horyzoncie najbliższego roku, lecz również najbliższych 5–10 lat (por. Curtin 1996). Z kolei Narodowy Bank Czech w grudniu 2002 r. dodał do swojej ankiet pytanie o inflację za 3 lata (do tego czasu pytanie dotyczyło jedynie horyzontu 12-miesięcznego; oba pytania mają charakter ilościowy).

⁵ Istnieją przesłanki, by sądzić, że odpowiedziom na ankiety ilościowe towarzyszy większa niepewność niż w przypadku ankiet jakościowych (Jonung 1986). Poza tym, respondenci podają wartości charakterystyczne: 0, 5, 10, 15 itp. (tzw. *digit-preference*), często wyższe niż oficjalne statystyki, oraz udzielają odpowiedzi niespójnych z odpowiedziami na pytanie jakościowe. Więcej na temat wiarygodności ankiet ilościowych, zwłaszcza dotyczących konsumentów w Polsce, można znaleźć w pracy: Łyziak i Stanisławska (2006).

⁶ Warunek nieobciążoności hipotezy racjonalnych oczekiwań stanowi, że podmioty ekonomiczne nie formułują oczekiwań, które byłyby systematycznie złe, co oznacza, że ich oczekiwania są, średnio rzecz biorąc, równe faktycznej wartości zmiennej, względem której oczekiwania są formułowane (Muth, 1961).

2. Formułowanie oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych w wybranych krajach

W dotychczasowych badaniach empirycznych dotyczących oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych w Polsce przedstawiono metody pomiaru tej zmiennej na podstawie danych ankietowych (por. np. Łyziak i Stanisławska 2006). Przeanalizowano proces formułowania oczekiwań, zwłaszcza w kontekście oceny wiarygodności strategii bezpośredniego celu inflacyjnego realizowanej przez Narodowy Bank Polski (Łyziak 2005; Łyziak, Mackiewicz i Stanisławska 2006) oraz przedstawiono celowość ich wykorzystania w modelowaniu inflacji (Kokoszcyński, Łyziak i Stanisławska 2006). Oceniając racjonalność oczekiwań inflacyjnych konsumentów w Polsce, podjęto próbę porównania wybranych cech oczekiwań tej grupy podmiotów z cechami analogicznych oczekiwań w strefie euro (Łyziak 2003) oraz w Czechach (Kokoszcyński, Łyziak i Stanisławska 2006).

W niniejszej pracy chcemy pogłębić rozumienie mechanizmu formułowania przez polskich konsumentów oczekiwań inflacyjnych dzięki przeprowadzeniu porównań międzynarodowych, wykorzystujących szerszy zbiór krajów oraz wskaźników oczekiwań inflacyjnych. Celem analizy jest udzielenie odpowiedzi na dwa pytania. Po pierwsze, czy w długim okresie oczekiwania inflacyjne osób prywatnych zbiegają do faktycznej inflacji, względem której są formułowane? Po drugie, jaki jest wpływ inflacji bieżącej na oczekiwania inflacyjne osób prywatnych? Twierdząca odpowiedź na pierwsze pytanie świadczyłaby o spełnieniu jednego z wymogów hipotezy racjonalnych oczekiwań, mianowicie ich nieobciążoności. Z kolei drugi poruszany problem wiąże się z wiarygodnością polityki pieniężnej prowadzonej przez banki centralne. Ograniczona wrażliwość oczekiwań inflacyjnych na zmiany bieżącej stopy inflacji jest jednym z warunków zakotwiczenia oczekiwań (Berk i Hebbink 2006). Racjonalności oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych poświęcono stosunkowo dużo prac w literaturze przedmiotu, choć stosunkowo rzadko korzystano z regresji kointegrującej⁷. Wpływ wiarygodności polityki pieniężnej na formułowanie oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych był z kolei badany przez Berka (2000) oraz Berka i Hebbinka (2006), lecz nie uzyskano tu jednoznacznych wyników.

Ocena siły związku między inflacją bieżącą a oczekiwaniami inflacyjnymi osób prywatnych jest utrudniona ze względu na wspomniane różnice między ankietami ilościowymi i jakościowymi. Miary

oczekiwań pochodzące z ankiet ilościowych zazwyczaj wykazują słabszy związek oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych z inflacją bieżącą niż miary skwantyfikowane.

2.1. Ocena miar opartych na ankietach jakościowych

Pierwszą grupą wskaźników oczekiwań inflacyjnych są miary uzyskane na podstawie ankiet jakościowych, w których respondenci deklarują oczekiwany kierunek i intensywność zmiany cen w ciągu najbliższych 12 miesięcy bez wyrażania swych przewidywań w sposób ilościowy. Źródłem takich danych dla krajów Unii Europejskiej jest sondaż konsumencki Komisji Europejskiej (European Commission Consumer Survey), w którym zadawane jest następujące pytanie: „*Patrząc na to, co się obecnie dzieje, czy w ciągu najbliższych 12 miesięcy ceny: będą rosły szybciej niż teraz; będą rosły w tym samym tempie; będą rosły wolniej; będą takie same jak teraz; będą niższe; trudno powiedzieć*”⁸. Dane ankietowe są następnie skwantyfikowane za pomocą metody probabilistycznej w celu uzyskania tzw. zobiektywizowanych i subiektywizowanych miar oczekiwań inflacyjnych. Wynikowe miary oczekiwań inflacyjnych zależą w przypadku tej metody od struktury odpowiedzi na pytanie ankietowe oraz percepcji inflacji bieżącej (zmiennej skali), do której – ze względu na konstrukcję pytania ankietowego – respondenci odnoszą swoje przewidywania przyszłych zmian cen. W przypadku miary zobiektywizowanej zakłada się, że ankietowani postrzegają przebieg procesów cenowych przez pryzmat oficjalnych statystyk inflacji. Za stopę inflacji bieżącej przyjmuje się zatem wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych znany w momencie przeprowadzania sondażu. Alternatywnie można się tu odwołać do wskaźników subiektywizowanej percepcji inflacji, uzyskiwanych na podstawie odrębnego pytania ankietowego dotyczącego porównania obecnego poziomu cen z poziomem sprzed roku. Wskaźniki oczekiwań inflacyjnych obliczane z wykorzystaniem takiej miary percepcji inflacji bieżącej są nazywane subiektywizowanymi⁹.

Przedmiotem badania są długo- i krótkookresowe własności oczekiwań inflacyjnych konsumentów w wybranych krajach Unii Europejskiej. Dla każdego kraju¹⁰ szacowane jest równanie mechanizmu korekty błędem (*error correction mechanism*, ECM):

⁷ Do wyjątków należą prace: Bakhshi (1998) – badania dla Wielkiej Brytanii, Berk (2000), Berk i Hebbink (2006) – dla krajów Unii Europejskiej oraz strefy euro i UE jako całości, Brischetto i Brouwer (1999) – dla Australii, Forsells i Kenny (2004) – dla strefy euro, Grant i Thomas (1999) – dla USA, Łyziak (2005) – dla Polski.

⁸ W listopadzie 2002 r. Komisja Europejska zdecydowała o wprowadzeniu do ankiety pytania ilościowego, ale jego wyniki są traktowane eksperymentalnie i nie są dostępne.

⁹ Więcej na temat probabilistycznej metody kwantyfikacji oraz zobiektywizowanej i subiektywizowanej miary oczekiwań inflacyjnych można znaleźć np. w Łyziak (2004).

¹⁰ Ze względu na krótką próbę w przypadku Czech analizujemy dynamikę oczekiwań inflacyjnych jedynie w krótkim okresie.

Tabela 1 Formułowanie oczekiwań inflacyjnych – miary zorientowane

Kraj (próbna)	Oszacowanie parametru [odchylenie standardowe]		W długim okresie oczekiwania równe inflacji:		Liczba miesięcy potrzebnych do korekty 50% odchylenia	Czy reakcja na zmianę inflacji bieżącej jest symetryczna? [H ₀ : α = β]	Czy reakcja na wzrost inflacji bieżącej jest słabsza od niego? [H ₀ : α = 1]	Czy reakcja na spadek inflacji bieżącej jest słabsza od niego? [H ₀ : β = 1]
	α	β	γ	przyszłej bieżącej				
Austria (1995–2004)	0,72*** [0,08]	0,68*** [0,08]	–	–	–	Tak [F: 0,21]	Tak [F: 13,11]	Tak [F: 15,55]
Belgia (1985–2004)	0,64*** [0,05]	0,74*** [0,05]	–	–	–	Tak [F: 1,85]	Tak [F: 44,69]	Tak [F: 26,13]
Czechy (2001–2005)	1,08*** [0,14]	0,97*** [0,12]	–	–	–	Tak [F: 0,42]	Nie [F: 0,35]	Nie [F: 0,08]
Dania (1990–2004)	0,43*** [0,05]	0,45*** [0,05]	–	–	–	Tak [F: 0,10]	Tak [F: 150,67]	Tak [F: 121,24]
Francja (1985–2004)	0,47*** [0,06]	0,54*** [0,10]	–	–	–	Tak [F: 0,44]	Tak [F: 77,55]	Tak [F: 19,98]
Hiszpania (1986–2004)	0,61*** [0,06]	0,71*** [0,06]	-0,02** [0,01]	■	38	Tak [F: 1,55]	Tak [F: 42,06]	Tak [F: 22,83]
Holandia (1985–2004)	0,94*** [0,12]	1,08*** [0,11]	-0,09*** [0,03]	■	9	Tak [F: 0,69]	Nie [F: 0,20]	Nie [F: 0,50]
Irlandia (1998–2004)	0,82*** [0,08]	0,61*** [0,11]	–	–	–	Tak [F: 2,91]	Tak [F: 4,91]	Tak [F: 65,14]
Niemcy (1992–2004)	0,84*** [0,07]	0,91*** [0,04]	–	–	–	Tak [F: 1,48]	Tak [F: 6,07]	Nie [F: 5,42]
Polska (1992–2005)	1,28*** [0,27]	0,87*** [0,18]	–	–	–	Tak [F: 1,69]	Nie [F: 1,02]	Nie [F: 0,55]
Portugalia (1986–2004)	0,74*** [0,08]	0,90*** [0,09]	-0,05*** [0,01]	■	16	Tak [F: 1,73]	Tak [F: 11,79]	Nie [F: 1,26]
Strefa euro (1985–2004)	0,64*** [0,05]	0,73*** [0,05]	-0,03*** [0,01]	■	24	Tak [F: 1,76]	Tak [F: 44,09]	Tak [F: 26,25]
Słowacja (2000–2004)	1,02*** [0,07]	0,96*** [0,06]	–	–	–	Tak [F: 0,34]	Nie [F: 0,08]	Nie [F: 0,42]
Szwecja (1995–2004)	0,91*** [0,11]	1,01*** [0,08]	-0,13** [0,06]	■	6	Tak [F: 0,56]	Nie [F: 0,65]	Nie [F: 0,03]
Węgry (1995–2005)	1,32*** [0,27]	0,98*** [0,11]	-0,15*** [0,05]	■	6	Tak [F: 2,32]	Nie [F: 1,43]	Nie [F: 1,00]
Wielka Brytania (1985–2004)	0,84*** [0,12]	0,78*** [0,12]	-0,04** [0,01]	■	19	Tak [F: 0,24]	Tak [F: 1,70]	Tak [F: 3,42]
Włochy (1985–2004)	1,03*** [0,24]	0,87*** [0,11]	-0,06*** [0,02]	■	13	Tak [F: 0,27]	Nie [F: 0,01]	Nie [F: 1,04]

***, ***, * oznaczają statystyczną istotność na poziomie 10%, 5% i 1%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Komisji Europejskiej. Ipsos i IFS.

$$\Delta\pi_{t+12|t}^e = \alpha \cdot \Delta\pi_t^{0+} + \beta \cdot \Delta\pi_t^{0-} + \gamma \cdot (\pi_{t+11|t-1}^e - \bar{\pi}^e) \quad (1)$$

Zmiany oczekiwań inflacyjnych badanej grupy podmiotów ($\Delta\pi^e$) są w nim objaśniane dodatnimi i ujemnymi zmianami stopy inflacji bieżącej (odpowiednio: $\Delta\pi_t^{0+}$, $\Delta\pi_t^{0-}$) oraz – w przypadku szeregów niestacjonarnych¹¹ – odchyleniem poziomu oczekiwań inflacyjnych w poprzednim okresie od poziomu równowagi ($\bar{\pi}^e$). Poziom równowagi jest wyznaczany na podstawie kryterium statystycznej istotności: albo przez faktyczną przyszłą inflację, względem której oczekiwania są formułowane (tj. π_{t+11}), albo przez inflację bieżącą, znaną respondentom w momencie udzielania odpowiedzi na pytanie ankietowe (π_{t-1}^0). Wyniki oszacowań równania (1) dla zobiektywizowanych miar oczekiwań zawiera tabela 1.

W przypadku zobiektywizowanych miar oczekiwań treść pytania ankietowego oraz stosowana metoda kwantyfikacji narzucają związek między inflacją bieżącą a oczekiwaniami inflacyjnymi – co np. oznacza, że w równaniu (1) można się spodziewać statystycznie istotnych oszacowań parametrów α i β . Siła tego związku oraz długookresowe cechy oczekiwań są jednak różne w przypadku poszczególnych gospodarek:

- W gospodarkach, w których można zidentyfikować długookresową równowagę oczekiwań inflacyjnych – a jest ich 8 na 17 rozpatrywanych – równowaga ta jest w pięciu przypadkach zadana przez faktyczną inflację, względem której oczekiwania są formułowane. Oznacza to, że w długim okresie oczekiwania inflacyjne konsumentów zmierzają do spełnienia jednego z warunków hipotezy racjonalnych oczekiwań, tj. nieobciążoności. W sytuacji wybicia oczekiwań z położenia równowagi proces jej przywracania jest jednak dość długi – relatywnie krótszy we Włoszech, Portugalii i Wielkiej Brytanii, a znacznie dłuższy w Hiszpanii. Może to świadczyć o dość powolnym procesie uczenia się i dążenia oczekiwań do racjonalnego rozwiązania, co znajduje potwierdzenie np. w badaniach ekonomii behawioralnej (Adam 2005).
- Z kolei w Holandii, Szwecji i na Węgrzech oczekiwania inflacyjne konsumentów są w długim okresie określane przez inflację bieżącą. W gospodarkach tych proces powrotu do długookresowej równowagi w sytuacji odchylenia się od niej jest, średnio rzecz biorąc, szybszy niż w poprzedniej grupie. Odchylenia oczekiwań od inflacji bieżącej są więc stosunkowo krótkotrwałe, co może wskazywać na wysoki stopień adaptacyjności oczekiwań inflacyjnych konsumentów w tych gospodarkach.

W rozpatrywanych gospodarkach różne są dostosowania krótkookresowe oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych do zmian inflacji bieżącej:

- W większości krajów zmiana inflacji bieżącej pociąga za sobą słabszą od niej zmianę konsumenc- kich oczekiwań inflacyjnych. Wśród tych gospodarek warto wyróżnić Danię i Francję, gdzie zmiany inflacji powodują o połowę słabszą zmianę oczekiwań inflacyjnych.
- Z kolei w grupie krajów, w których nie można odrzucić hipotezy, iż zmiana inflacji prowadzi do analogicznej zmiany oczekiwań inflacyjnych, znajdują się: Czechy, Holandia, Polska, Słowacja, Szwecja, Węgry i Włochy.
- Cechą łączącą oczekiwania inflacyjne konsumentów we wszystkich analizowanych gospodarkach jest symetria reakcji oczekiwań w sytuacji wzrostu oraz spadku obserwowanej inflacji.

Ze względu na silny wpływ zmiennej skali (w przypadku zobiektywizowanych wskaźników oczekiwań inflacyjnych: inflacji bieżącej) na wynik kwantyfikacji¹² oprócz analizy zobiektywizowanej miary oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych warto odwołać się do dwóch dodatkowych statystyk. Pierwszą z nich jest subiektywizowana miara oczekiwań inflacyjnych, kwantyfikowana z wykorzystaniem w charakterze zmiennej skali percepcji inflacji bieżącej mierzonej na podstawie odrębnego pytania ankietowego. Wyniki oszacowań równania (1) dla subiektywizowanych miar oczekiwań inflacyjnych zawiera tabela 2.

Odwołując się do subiektywizowanej miary oczekiwań inflacyjnych, udało się zidentyfikować długookresowe relacje dla dwóch kolejnych gospodarek, mianowicie Austrii oraz Irlandii, w których są one wyznaczone przez inflację bieżącą. W przypadku Holandii i Szwecji zmienił się atraktor oczekiwań inflacyjnych z inflacji bieżącej na inflację przyszłą. Dla pozostałych krajów oszacowania potwierdziły istnienie długookresowej równowagi między oczekiwaniami inflacyjnymi a faktyczną inflacją, względem której są one formułowane. Wyniki uzyskane dla miary subiektywizowanej sugerują znacznie szybszy powrót oczekiwań inflacyjnych do stanu równowagi niż w przypadku wskaźników zobiektywizowanych. Dodatkowo większe różnice między obiema miarami oczekiwań inflacyjnych konsumentów występują w zakresie krótkookresowego oddziaływania inflacji bieżącej na oczekiwania. W przypadku mia-

¹¹ Analizę stacjonarności szeregów czasowych wykorzystywanych w pracy zawiera aneks.

¹² Dla strefy euro jako całości oraz Polski zmiany zobiektywizowanych probabilistycznych miar oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych były powodowane, odpowiednio, w 31% i 36% przez zmiany struktury odpowiedzi na pytanie ankietowe, a w pozostałej, dominującej, części przez zmiany stopy inflacji bieżącej (wg Łyziak 2003, s. 49, próba: 1985–2002 dla strefy euro, 1992–2002 dla Polski).

Tabela 2 *Formułowanie oczekiwań inflacyjnych – miary subiektywizowane*

Kraj (próba)	Oszacowanie parametru [odeh. standardowe]		W długim okresie oczekiwania równe inflacji:		Liczba miesięcy potrzebnych do korekty 50% odchylenia	Czy reakcja na wzrost inflacji bieżącej jest słabsza od niego? [H ₀ : α = 1]	Czy reakcja na spadek inflacji bieżącej jest słabsza od niego? [H ₀ : β = 1]
	α	β	γ	bieżącej			
Austria (1996–2004)	0,56** [0,28]	-0,02 [0,27]	-0,25*** [0,07]	■	4	Tak [F: 2,47]	–
Belgia (1985–2004)	-0,08 [0,08]	0,14 [0,10]	–	–	–	–	–
Czechy (2001–2005)	0,27 [0,37]	0,18 [0,20]	–	–	–	–	–
Dania (1994–2004)	0,18** [0,07]	-0,03 [0,12]	–	–	–	Tak [F: 128,87]	–
Francja (1985–2004)	-0,37*** ⁽¹⁾ [0,17]	0,05 [0,13]	–	–	–	–	–
Hiszpania (1986–2004)	-0,23 [0,24]	0,30 [0,29]	–	–	–	–	–
Holandia (1985–2004)	-0,03 [0,13]	-0,08 [0,11]	-0,09*** [0,03]	■	9	–	–
Irlandia (1998–2004)	0,27 [0,23]	0,46** [0,22]	-0,23*** [0,08]	■	4	–	Tak [F: 5,73]
Niemcy (1992–2004)	0,05 [0,15]	0,42*** [0,14]	–	–	–	–	Tak [F: 22,84]
Polska (2001–2005)	-0,04 [0,15]	-0,09 [0,09]	–	–	–	–	–
Portugalia (1986–2004)	-0,62 [0,40]	-0,54 [0,43]	-0,19*** [0,05]	■	5	–	–
Strefa euro (1985–2004)	-0,03 [0,09]	0,00 [0,08]	-0,09*** [0,02]	■	9	–	–
Słowacja (2000–2004)	0,43 [0,32]	0,12 [0,21]	–	–	–	–	–
Szwecja (1995–2004)	0,10* [0,06]	0,12* [0,07]	-0,02** [0,01]	■	30	Tak [F: 255,18]	Tak [F: 179,12]
Węgry (1997–2005)	-0,25 [0,73]	-0,03 [0,19]	–	–	–	–	–
Wielka Brytania (1985–2004)	-0,17 [0,28]	-0,22 [0,21]	-0,14*** [0,03]	■	6	–	–
Włochy (1985–2004)	1,91*** [0,58]	0,07 [0,36]	-0,20*** [0,03]	■	5	Nie [F: 2,46]	–

¹ Trudno wyjaśnić ujemny znak oszacowania tego parametru. Po wyeliminowaniu z próby trzech pierwszych lat parametr staje się statystycznie nieistotnie różny od zera.

*, **, *** oznaczają statystyczną istotność na poziomie 10%, 5% i 1%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Komisji Europejskiej, Ipsos i IFS.

ry zobiektywizowanej wzrostowi inflacji bieżącej zawsze towarzyszył wzrost oczekiwań inflacyjnych – różny wprawdzie pod względem siły, ale statystycznie istotny. W przypadku miary subiektywizowanej statystyczna istotność tego wpływu jest potwierdzona jedynie w Austrii, Danii, Szwecji i we Włoszech.

Drugą statystyką obrazującą przewidywania inflacyjne respondentów, której konstrukcja nie narzuca jej ścisłego związku z inflacją bieżącą, jest statystyka Φ . Mierzy ona wpływ struktury odpowiedzi na pytanie ankietowe na miary oczekiwań inflacyjnych uzyskane za pomocą skorygowanej metody probabilistycznej Carlsona i Parkina (1975). Wzrost (spadek) tej statystyki wskazuje na pogorszenie (poprawę) struktury odpowiedzi na pytanie ankietowe z punktu widzenia wpływu na wynik kwantyfikacji oczekiwanej stopy wzrostu cen, czyli na wzrost (spadek) skwantyfikowanej miary oczekiwań inflacyjnych przy stałej stopie inflacji bieżącej. Statystyka Φ jest zadana wzorem:

$$\Phi = \frac{C + D}{C + D - (A + B)} \quad (2)$$

Wielkości A, B, C i D są określone jako:

$$A = Nz^{-1}(1-a), B = Nz^{-1}(1-a-b), C = Nz^{-1}(1-a-b-c), D = Nz^{-1}(e)$$

gdzie:

Nz oznacza funkcję dystrybuanty standaryzowanego rozkładu normalnego, zaś a, b, c, d i e – frakcje respondentów wybierających poszczególne warianty odpowiedzi na pytanie ankietowe, tj.:

a – odsetek respondentów twierdzących, że ceny będą rosły szybciej niż dotychczas,

b – odsetek respondentów twierdzących, że ceny będą rosły w tym samym tempie,

c – odsetek respondentów twierdzących, że ceny będą rosły wolniej niż dotychczas,

d – odsetek respondentów twierdzących, że ceny pozostaną bez zmian,

e – odsetek respondentów twierdzących, że ceny spadną.

Analiza korelacji statystyki Φ z inflacją bieżącą (por. tabela 3) wskazuje, że w większości krajów Unii Europejskiej wzrostowi inflacji towarzyszy pogorszenie struktury odpowiedzi na pytanie ankietowe. Do tej grupy krajów należy Polska, choć w porównaniu z pozostałymi gospodarkami z tej grupy współczynnik korelacji obu zmiennych jest stosunkowo niewielki i wynosi około 34%. W Szwecji, Holandii i Portugalii nie ma statystycznie istotnego związku między inflacją bieżącą a danymi ankietowymi dotyczącymi oczekiwanej inflacji. Podobne wyniki uzyskujemy dla Czech, Węgier i Słowacji, choć tutaj dysponujemy względnie niewielką liczbą obserwacji, przez co uzyskane rezultaty należy traktować szczególnie ostrożnie.

2.2. Ocena miar opartych na ankietach ilościowych

Drugim źródłem informacji o oczekiwaniach inflacyjnych osób prywatnych są ankiety, w których pytanie dotyczące przyszłej dynamiki cen jest sformułowane w sposób ilościowy, tzn. respondenci są proszeni o przypisanie swoim przewidywaniom konkretnej wartości liczbowej. Bezpośrednie miary oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych w horyzoncie 12 miesięcy, pochodzące z ankiet ilościowych, są dostępne

Tabela 3. Korelacja statystyki Φ i inflacji bieżącej

Kraje, w których wzrostowi (spadkowi) inflacji towarzyszy, średnio rzecz biorąc, pogorszenie (poprawa) struktury odpowiedzi na pytanie ankietowe:	Strefa euro (1985–2004)	wsp. korelacji: 0,72
	Wielka Brytania (1985–2004)	wsp. korelacji: 0,66
	Włochy (1985–2004)	wsp. korelacji: 0,65
	Niemcy (1992–2004)	wsp. korelacji: 0,59
	Belgia (1985–2004)	wsp. korelacji: 0,56
	Dania (1985–2004)	wsp. korelacji: 0,55
	Hiszpania (1986–2004)	wsp. korelacji: 0,49
	Austria (1995–2004)	wsp. korelacji: 0,43
	Polska (1992–2005)	wsp. korelacji: 0,34
	Francja (1985–2004)	wsp. korelacji: 0,32
	Irlandia (1998–2004)	wsp. korelacji: 0,24
Kraje, w których wzrost (spadek) inflacji nie powoduje statystycznie istotnych zmian struktury odpowiedzi na pytanie ankietowe:	Szwecja (2000 ¹ –2004)	wsp. korelacji: 0,08 ²
	Czechy (2001–2004)	wsp. korelacji: 0,00 ²
	Holandia (1985–2004)	wsp. korelacji: -0,04 ²
	Portugalia (1986–2004)	wsp. korelacji: -0,06 ²
	Słowacja (2001–2004)	wsp. korelacji: -0,23 ²
	Węgry (2001–2004)	wsp. korelacji: -0,28 ²

¹ W przypadku Szwecji próba została skrócona, by wyeliminować okres, w którym ujemnej inflacji towarzyszyła jej dodatnia percepcja.

² Brak statystycznej istotności współczynnika korelacji.

Źródło: dane ankietowe Komisji Europejskiej (w przypadku Polski – dane: Ipsos), IFS, obliczenia własne.

Tabela 4 Formułowanie oczekiwań inflacyjnych - pytanie ilościowe

Kraj (próba)	Oszacowanie parametru [odchylenie standardowe]			W długim okresie oczekiwania równe inflacji:		Liczba miesięcy potrzebnych do korekty 50% odchylenia	Czy reakcja na zmiany inflacji bieżącej jest symetryczna? [H ₀ : α = β]	Czy reakcja na wzrost inflacji bieżącej jest słabsza od niego? [H ₀ : α = 1]	Czy reakcja na spadek inflacji bieżącej jest słabsza od niego? [H ₀ : β = 1]
	α	β	γ	przyszłej	bieżącej				
Australia (1976–2005)	0,07 [0,06]	0,08 [0,09]	-0,07** [0,03]	■		11	–	–	–
Nowa Zelandia (1995–2005)	0,19** [0,08]	0,22** [0,11]	–	–	–	–	Tak [F: 0,07]	Tak [F: 103,2]	Tak [F: 55,55]
Polska ¹ (2003–2006)	0,15 [0,70]	-0,28 [0,66]	–	–	–	–	–	–	–
Szwecja ¹ (1993–2005)	-0,02 [0,09]	-0,01 [0,03]	-0,04*** [0,02]	■		18	–	–	–
USA – 1 rok ¹ (1978–2005)	0,06 [0,11]	0,39*** [0,12]	-0,09*** [0,02]	■		9	–	–	Tak [F: 32,71]
USA – 5 lat ¹ (1992–2005)	0,12 [0,08]	0,00 [0,05]	-0,04*** [0,01]		■	18	–	–	–
Węgry (2000–2006)	-0,49 [0,73]	0,55** [0,20]	–	–	–	–	–	–	Nie [F: 0,36]
Wielka Brytania (2000–2006)	0,14 [0,11]	-0,24 [0,14]	–	–	–	–	–	–	–

¹ Dane miesięczne; dla pozostałych krajów dane kwartalne.

*** ** oznacza statystyczną istotność na poziomie 10%, 5% i 1%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IFS, GfK Polonia, University of Michigan oraz banków centralnych krajów ujętych w analizie.

dla Australii, Czech, Nowej Zelandii, Polski, Stanów Zjednoczonych, Szwecji, Węgier i Wielkiej Brytanii¹³. W przypadku Stanów Zjednoczonych ankieta zawiera dodatkowo pytanie o oczekiwaną inflację w ciągu najbliższych 5–10 lat. W przeciwieństwie do pytań jakościowych przedstawionych w poprzednim podrozdziale pytania ilościowe nie są zharmonizowane i nieznacznie różnią się sposobem sformułowania. W analizie pominięto Czechy, gdyż w 2003 r. wprowadzono tam modyfikację pytania ankietowego, która zaburzyła porównywalność wyników. Ostrożnie należy podchodzić do miar oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych na Węgrzech i w Polsce ze względu na ich znaczne dodatnie obciążenie (odpowiednio o około 11 i 9 pkt proc.)

Wykorzystanie miar pochodzących z ankiet ilościowych pozwala na rozszerzenie analizy o dodatkowe kraje oraz na weryfikację wyników uzyskanych na podstawie miar skwantyfikowanych. Tabela 4 przedstawia wyniki estymacji modelu ECM opisanego równaniem (1) z tą różnicą, że za inflację bieżącą przyjęto stopę inflacji w okresie poprzedzającym miesiąc (w przypadku danych kwartalnych – kwartał) badania ankietowego, a nie stopę inflacji znaną respondentom w momencie przeprowadzania ankiety¹⁴. Dla Polski, Węgier i Wielkiej Brytanii zrezygnowano z szacowania relacji długookresowej ze względu na krótkie próby. Z kolei w przypadku Nowej Zelandii szeregi miar oczekiwań i inflacji cechują się innym stopniem integracji¹⁵.

Uzyskane wyniki sugerują, że równowaga długookresowa dla oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych w Australii, Stanach Zjednoczonych (w horyzoncie 12-miesięcznym) i Szwecji jest wyznaczana przez faktyczną inflację, względem której są one formułowane. Powrót do stanu równowagi następuje stosunkowo szybko. Z kolei oczekiwania inflacyjne amerykańskich konsumentów dotyczące horyzontu 5–10 lat zależą w długim okresie od inflacji bieżącej. Jeśli chodzi o natychmiastową reakcję oczekiwań inflacyjnych na zmianę inflacji bieżącej, to jest ona statystycznie istotna i symetryczna jedynie w Nowej Zelandii. W Stanach Zjednoczonych (krótki horyzont) oraz na Węgrzech oczekiwania osób prywatnych reagują tylko na spadek inflacji bieżącej. Warto zauważyć, że we wszystkich przypadkach zmiana oczekiwań jest znacznie słabsza niż zmiana inflacji bieżącej. Z kolei oczekiwania inflacyjne osób prywatnych w

Australii, Polsce¹⁶, Stanach Zjednoczonych (w horyzoncie 5–10-letnim), Szwecji i Wielkiej Brytanii nie wykazują związku z bieżącą dynamiką cen.

3. Podsumowanie

Odwołując się do danych ankietowych, w niniejszej pracy podjęliśmy próbę analizy, w przekroju międzynarodowym, związku oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych z inflacją bieżącą, zarówno w długim, jak i w krótkim okresie. W tym celu wykorzystaliśmy różne miary przewidywań inflacyjnych – miary probabilistyczne kwantyfikowane na podstawie ankiet jakościowych, wyniki ankiet typu ilościowego oraz statystykę Φ , opisującą rozkład odpowiedzi na jakościowe pytanie ankietowe dotyczące oczekiwań inflacyjnych. Podsumowanie uzyskanych wyników zawiera tabela 5.

Jeśli chodzi o kształtowanie się oczekiwań inflacyjnych w krótkim okresie, to okazuje się, że w różnych krajach oczekiwania konsumentów odmiennie reagują na zmiany bieżącej stopy inflacji. Wyniki te jednak są wyraźnie zależne od stosowanych miar. Nie znaleziono kraju, w którym wszystkie analizowane miary oczekiwań inflacyjnych byłyby stabilne w sytuacji wzrostu inflacji bieżącej. Tylko w jednej z rozpatrywanych gospodarek, tj. we Włoszech, wszystkie miary oczekiwań wskazują na ich silny krótkookresowy związek z inflacją bieżącą, a w trzech gospodarkach – tj. Francji, Irlandii, Portugalii – na słaby związek lub brak takiego związku.

- Dane ilościowe nt. oczekiwań inflacyjnych sugerują brak statystycznie istotnego związku między wzrostem inflacji bieżącej a zmianami oczekiwań inflacyjnych w przypadku Australii, Polski, Stanów Zjednoczonych (horyzont 5–10 lat), Szwecji i Wielkiej Brytanii. W Stanach Zjednoczonych (horyzont 12-miesięczny) oraz na Węgrzech oczekiwania reagują natomiast jedynie na spadek inflacji bieżącej.
- Dane ankietowe wyrażone statystyką Φ wskazują, że pośród starych krajów członkowskich Unii Europejskiej najsłabiej na zmiany inflacji bieżącej reagują oczekiwania inflacyjne konsumentów w Szwecji, Holandii i Portugalii.
- Biorąc pod uwagę zobiektywizowane miary oczekiwań inflacyjnych, które z natury są bardziej podatne na zmiany stopy inflacji bieżącej, w każdym z analizowanych krajów wzrostowi inflacji towarzyszy wzrost oczekiwań inflacyjnych. Możemy jedynie wyróżnić kraje o wzroście oczekiwań równym inflacji bieżącej (nowe kraje członkowskie UE, Ho-

¹³ W przypadku Polski wykorzystano dane z ankiety GfK Polonia, w przypadku USA – ankietę University of Michigan, a dla pozostałych krajów wyniki ankiet publikowane przez banki centralne na stronach internetowych.

¹⁴ W przypadku miar zobiektywizowanych przyjęcie za inflację bieżącą inflacji znanej respondentom w momencie przeprowadzania ankiety jest spójne z założeniami metody kwantyfikacji.

¹⁵ Wyniki analizy niestacjonarności szeregów wykorzystanych w pracy zostały przedstawione w aneksie.

¹⁶ Ze względu na krótką próbę (2,5 roku) oraz efekt akcesji do Unii Europejskiej wynik uzyskany dla Polski jest mało wiarygodny. Potencjalny wpływ wstąpienia do UE na poziom cen w Polsce był szeroko komentowany w mediach, co pomogło konsumentom przewidzieć przyspieszenie inflacji z wyprzedzeniem i mogło osłabić wpływ bieżących procesów cenowych na formułowanie oczekiwań inflacyjnych.

landia, Włochy, Szwecja) lub mniejszym niż jej wzrost (pozostałe kraje UE i strefa euro jako całość).

- Z kolei w przeważającej liczbie krajów subiektywizowane miary oczekiwań inflacyjnych nie reagują w sposób statystycznie istotny na wzrost inflacji bieżącej. Wyjątkami są tu Austria i Włochy, cechujące się silną reakcją tak mierzonych oczekiwań na wzrost inflacji bieżącej, a także Dania i Szwecja, w której związek ten jest relatywnie słabszy.

- W analizie uwzględniliśmy możliwość występowania asymetrii reakcji oczekiwań inflacyjnych na wzrost i spadek inflacji bieżącej, jednak wystąpiła ona w nielicznych przypadkach.

Warto zwrócić uwagę na fakt, że w przypadku pięciu gospodarek, tj. Belgii, Danii, Niemiec, strefy euro oraz Wielkiej Brytanii, statystyka opisująca strukturę odpowiedzi na pytanie ankietowe dostarcza wniosków sprzecznych ze skwantyfikowanymi mia-

Tabela 5 Podsumowanie wyników badań

	Wpływ wzrostu / spadku inflacji bieżącej na oczekiwania inflacyjne			
	Długookresowy atraktor oczekiwań inflacyjnych			
	probabilistyczna miara zobiektywizowana	probabilistyczna miara subiektywizowana	pytanie ilościowe	statystyka Φ
Australia			brak / brak <i>przyszła inflacja</i>	
Austria	słaby/słaby —	silny/brak <i>bieżąca inflacja</i>		słaby
Belgia	słaby/słaby —	brak/brak —		silny
Czechy	silny/silny —	brak/brak —		brak
Dania	słaby/słaby —	słaby/brak —		silny
Francja	słaby/słaby —	brak/brak —		słaby
Hiszpania	słaby/ słaby <i>przyszła inflacja</i>	brak/brak —		słaby
Holandia	silny/silny <i>bieżąca inflacja</i>	brak / brak <i>przyszła inflacja</i>		brak
Irlandia	słaby/słaby —	brak/słaby <i>bieżąca inflacja</i>		słaby
Niemcy	słaby/silny —	brak/słaby —		silny
Nowa Zelandia			słaby/słaby —	
Polska	silny/silny —	brak/brak ¹ —	brak /brak ¹ —	słaby
Portugalia	słaby/silny <i>przyszła inflacja</i>	brak/brak <i>przyszła inflacja</i>		brak
Strefa euro	słaby/słaby <i>przyszła inflacja</i>	brak/brak <i>przyszła inflacja</i>		silny
Słowacja	silny / silny —	brak/silny —		brak
Szwecja	silny/silny <i>bieżąca inflacja</i>	słaby/słaby <i>przyszła inflacja</i>	brak/brak <i>przyszła inflacja</i>	brak
USA – 1 rok			brak/słaby <i>przyszła inflacja</i>	
USA – 5 lat			brak/brak <i>bieżąca inflacja</i>	
Węgry	silny/silny <i>bieżąca inflacja</i>	brak/brak —	brak/silny —	brak
Wielka Brytania	słaby/słaby <i>przyszła inflacja</i>	brak / brak <i>przyszła inflacja</i>	brak/brak —	silny
Włochy	silny/silny <i>przyszła inflacja</i>	silny/silny <i>przyszła inflacja</i>		silny

¹ Znacznie krótsza próba (miara subiektywizowana: 2001–2005; pytanie ilościowe: 2003–2006) niż w przypadku zobiektywizowanej miary probabilistycznej i statystyki Φ (1992–2005).

Źródło: opracowanie własne.

rami oczekiwań oraz wynikami pytania ilościowego, które w tych krajach wskazują na niewielki wpływ wzrostu inflacji bieżącej na oczekiwania inflacyjne bądź na brak takiego wpływu.

Najwięcej problemów interpretacyjnych sprawiają wyniki Szwecji i Wielkiej Brytanii. Dla tych krajów dysponujemy wszystkimi miarami oczekiwań inflacyjnych, lecz reagują one odmiennie na zmianę inflacji bieżącej. Wydaje się, że największą wagę powinno się przykładać do wyników ankiet ilościowych, ponieważ są one wykorzystywane w polityce informacyjnej banków centralnych tych krajów (są publikowane w „Raportach o Inflacji”). Można podejrzewać, że w tych krajach oczekiwania inflacyjne osób prywatnych są dość dobrze zakotwiczone w celu inflacyjnym, co ogranicza ich wrażliwość na zmiany inflacji bieżącej (Bank of England 2004, s. 10-11; Bryan i Palmqvist 2005).

W przypadku Polski, podobnie jak w pozostałych nowych krajach członkowskich UE oraz Holandii, Włoszech i Szwecji, miara skwantyfikowana oparta na pytaniu jakościowym wskazuje, że wzrostowi inflacji bieżącej towarzyszy, średnio rzecz biorąc, taki sam wzrost oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych. Poza tym obserwujemy dodatnią korelację między surowymi danymi jakościowymi a inflacją bieżącą, choć na tle starych krajów UE jest ona relatywnie niewielka. Z kolei dane pochodzące z pytania ilościowego nie wskazują na istnienie statystycznego związku między wzrostem oczekiwań inflacyjnych a inflacją bieżącą, lecz prawdopodobnie jest to raczej związane ze specyfiką próby (krótki okres obejmujący akcesję do UE) oraz problemami pomiaru aniżeli z wiarygodnością polityki pieniężnej.

Analiza długookresowa prowadzona była dla tych gospodarek, w których można było zidentyfikować długookresową równowagę oczekiwań inflacyjnych. Stosowano trzy miary oczekiwań, tj. obie miary probabilistyczne oraz wskaźnik uzyskany z pytania ilościowego. Wyniki analizy długookresowych

własności oczekiwań cechuje znacznie większa zgodność niż w przypadku wnioskowania o ich krótkookresowych cechach.

- W Portugalii, Wielkiej Brytanii, we Włoszech oraz w strefie euro wszystkie wyznaczone miary są w długim okresie zbieżne z faktyczną przyszłą inflacją, względem której oczekiwania te są formułowane, choć mechanizm osiągania długookresowej równowagi różni się szybkością dostosowań – zarówno między krajami, jak też między stosowanymi miarami oczekiwań.
- Sprzeczne wyniki dotyczą oczekiwań inflacyjnych konsumentów w Holandii oraz Szwecji.
- Dla pozostałych gospodarek wyznaczenie długookresowego atraktora oczekiwań nie było możliwe albo zostało dokonane na podstawie jednego ze wskaźników.

Zaprezentowane wyniki dobrze ilustrują jak trudnym zadaniem jest pomiar nieobserwowalnych oczekiwań inflacyjnych konsumentów. Wnioski co do sposobu ich formułowania mogą zależeć od sposobu ich pomiaru. Z tego względu dużego znaczenia nabierają prace nad udoskonalaniem wykorzystywanych w tym celu narzędzi (ankiet, metod kwantyfikacji) oraz stosowanie w analizie wszystkich dostępnych miar. W dalszych pracach należałoby podjąć próbę znalezienia ekonomicznego wyjaśnienia różnic w procesie formułowania oczekiwań inflacyjnych między krajami, dla których różne miary przewidywań dają dość spójny obraz, np. poprzez odwołanie się do ocen wiarygodności polityki pieniężnej. W przypadku gospodarek, w których różne miary oczekiwań inflacyjnych konsumentów odmiennie reagują na zmiany bieżącej inflacji, należałoby wprowadzić system oceny adekwatności stosowanych miar (np. taki jak zastosowany w pracy: Koszarczyński, Łyziak i Stanisławska 2006). Odrębnym zagadnieniem, które warto byłoby rozwinąć, jest możliwość występowania asymetrii w dostosowaniach oczekiwań inflacyjnych do zmian inflacji nie tylko w krótkim, ale i w długim okresie.

Bibliografia

- Adam K. (2005), *Experimental evidence on the persistence of output and inflation*, “ECB Working Paper”, No. 492, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Adam K., Padula M. (2003), *Inflation dynamics and subjective expectations in the United States*, “ECB Working Paper”, No. 222, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Bakhshi H., Yates A. (1998), *Are UK inflation expectations rational?*, “Bank of England Working Paper”, No. 81, Bank of England, London.
- Bank of England (2004), *Inflation Report*, February, Bank of England, London.
- Berk J.M. (2000), *Consumer inflation expectations and monetary policy in Europe*, “DNB Staff Reports”, No. 55, De Nederlandsche Bank, Amsterdam.
- Berk J.M., Hebbink G. (2006), *The anchoring of European inflation expectations*, “DNB Working Paper”, No. 116, De Nederlandsche Bank, Amsterdam.
- Bryan M., Palmqvist S. (2005), *Testing near rationality using detailed survey data*, “Sveriges Riksbank Working Paper Series”, No. 183, Sveriges Riksbank, Stockholm.

- Calvo G.A. (1983), *Staggered prices in utility-maximizing framework*, "Journal of Monetary Economics", Vol. 12, No. 3, s. 383-398.
- Carlson, J.A., Parkin M. (1975), *Inflation expectations*, "Economica", Vol. 42, No. 166, s. 123-138.
- Castelnuovo E. et. al. (2003), *Definition of price stability, range and point inflation targets: The anchoring of long-term inflation expectations*, "ECB Working Paper", No. 273, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Curtin, R. (1996), *Procedure to estimate price expectations*, www.sca.isr.umich.edu/documents.php?c=i
- Forsells M., Kenny G. (2004), *Survey expectations, rationality and the dynamics of euro area inflation*, "Journal of Business Cycle Measurement and Analysis", Vol. 1, No. 1, s. 13-42.
- Friedman M. (1968), *The role of monetary policy*, "American Economic Review", Vol. 58, No.1, s. 1-17.
- Goodfriend M., King R.G. (1997), *The New Neoclassical Synthesis and the role of monetary policy*, w: B.S. Bernanke, J. Rotemberg (red.), *NBER Macroeconomics Annual 1997*, The MIT Press, Cambridge.
- Gürkaynak R., Levin A., Swanson E. (2006), *Does inflation targeting anchor long-run inflation expectations? Evidence from long-term bond yields in the US, UK and Sweden*, "Working Paper", No. 09, Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco.
- Jonung L. (1986), *Uncertainty about inflationary perception and expectations*, "Journal of Economic Psychology", Vol. 7, No. 3, s. 315-325.
- Keuzenkamp H.A. (1991), *A precursor to Muth: Tinbergen's 1932 model of rational expectations*, "The Economic Journal", Vol. 101, No. 408, s. 1245-1253.
- Kokoszcyński R., Łyziak T., Stanisławska E. (2006), *Consumer inflation expectations. Usefulness of survey-based measures – a cross-country study*, materiał przedstawiony podczas konferencji "The Role of Inflation Expectations in Modelling and Monetary Policy-Making", Narodowy Bank Polski, Warszawa, 9-10 lutego 2006 r., www.nbp.pl
- Lucas R.E. (1976), *Econometric policy evaluations: A critique*, w: K. Brunner, A. H. Meltzer (red.), *The Phillips Curve and labour markets*, North Holland, Amsterdam.
- Łyziak T. (2003), *Consumer inflation expectations in Poland*, "ECB Working Paper", No. 287, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Łyziak T. (2004), *Probabilistyczne metody pomiaru oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych na podstawie danych ankietowych*, „Bank i Kredyt”, nr 8, s. 4-13.
- Łyziak T. (2005), *Inflation targeting and consumer inflation expectations in Poland. A success story?*, "Journal of Business Cycle Measurement and Analysis", Vol. 2, No. 2, s. 185-212.
- Łyziak T., Mackiewicz J., Stanisławska E. (2006), *Central bank transparency and credibility. The case of Poland, 1998 – 2004*, "European Journal of Political Economy" (forthcoming).
- Łyziak T., Stanisławska E. (2006), *Consumer Inflation Expectations. Survey questions and quantification methods – the case of Poland*, „Materiały i Studia”, No. 37, NBP, Warszawa.
- Mankiw N.G., Reis R. (2002), *Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the New Keynesian Phillips Curve*, "Quarterly Journal of Economics", Vol. 117, No. 4, s. 1295-1328.
- Muth J. F. (1961), *Rational expectations and the theory of price movements*, "Econometrica", Vol. 29, No. 3, s. 315-335.
- Paloviita M. (2002), *Inflation dynamics in the euro area and the role of expectations*, "Discussion Paper", No. 20, Bank of Finland, Helsinki.
- Pesaran M.H. (1987), *The limits to rational expectations*, Basil Blackwell, Oxford.
- Pesaran M.H., Weale M. (2006), *Survey expectations*, w: G. Elliot, C. W. J. Granger, A. Timmermann, *Handbook of Economic Forecasting*, North-Holland, Amsterdam (w druku).
- Phelps E.S. (1967), *Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time*, "Economica", Vol. 34, No. 135, s. 254-281.
- Reis R. (2005), *Inattentive producers*, "Working Paper", No. 11820, NBER, Cambridge.
- Roberts J.M. (1995), *New Keynesian economics and the Phillips Curve*, "Journal of Money, Credit, and Banking", Vol. 27, No. 4, s. 975-984.
- Roberts J.M. (1997), *Is inflation sticky?*, "Journal of Monetary Economics", Vol. 39, No. 2, s. 173-196.
- Rotemberg J. (1982), *Monopolistic price adjustment and aggregate output*, "Review of Economic Studies", Vol. 49, No. 158, s. 517-531.
- Sims Ch.A. (2005), *Rational inattention: A research agenda*, "Discussion Paper", No. 34, Deutsche Bundesbank, Berlin.
- Svendsen I. (1996), *Empirical evidence on expectations*, "Økonomiske Doktoravhandlinger", No. 28, Universitetet i Oslo, Oslo.
- Taylor J. (1980), *Aggregate dynamics and staggered contracts*, "Journal of Political Economy", Vol. 88, No. 1, s. 1-23.
- Tinbergen (1932), *Ein problem der dynamic*, "Zeitschrift für Nationalökonomie", Vol. 3, No. 2, s. 169-184.

Aneks. Analiza stacjonarności szeregów czasowych wykorzystanych w analizie

Tabela 6. Stacjonarność szeregów czasowych¹

Kraj (próba)	Inflacja bieżąca	Oczekiwania inflacyjne:		
		miara zobiektywizowana	miara subiektywizowana	pytanie ilościowe
Australia (1976–2005)	I(1)	–	–	I(1)
Austria (1995–2004)	I(1)	I(1)	I(1) ²	–
Belgia (1985–2004)	I(0)	I(0)	I(0)	–
Dania (1990–2004)	I(0)	I(0)	I(0) ²	–
Francja (1985–2004)	I(0) ³	I(0)	I(0)	–
Hiszpania (1986–2004)	I(1)	I(1)	I(0)	–
Holandia (1985–2004)	I(1)	I(1)	I(1)	–
Irlandia (1998–2004)	I(1)	I(1)	I(1)	–
Niemcy (1992–2004)	I(0)	I(0)	I(0)	–
Nowa Zelandia (1995–2005)	I(1)	–	–	I(0)
Polska (1992–2005)	I(0)	I(0)	I(1) ⁴	–
Portugalia (1986–2004)	I(1)	I(1)	I(1)	–
Słowacja (2000–2004)	I(0)	I(0)	I(0)	–
Strefa euro (1985–2004)	I(1)	I(1)	I(1)	
Szwecja (1995–2004) ⁵	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
USA – 1 rok (1978–2005)	I(1)	–	–	I(1)
USA – 5 lat (1992–2005)	I(1)	–	–	I(1)
Węgry (1995–2005)	I(1)	I(1)	I(0) ²	–
Wielka Brytania (1985–2004)	I(1)	I(1)	I(1)	–
Włochy (1985–2004)	I(1)	I(1)	I(1)	–

¹ Stopień integracji oceniono na podstawie testu ADF, przy poziomie istotności 5%. Rodzaj testu (z trendem i stałą, ze stałą, bez trendu i stałej) został wybrany wg kryterium statystycznej istotności parametrów.

² Ze względu na występowanie nietypowej struktury odpowiedzi w niektórych pomiarach ankietowych, powodujące problemy z procedurą kwantyfikacji, w przypadku Austrii, Danii i Węgry początek próby został przesunięty odpowiednio do: marca 1996 r., maja 1994 r. i czerwca 1997 r.

³ Ponieważ prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy o występowaniu pierwiastka jednostkowego jedynie nieznacznie przekroczyło przyjęty poziom istotności (wyniosło 5,4%), przeprowadziliśmy dodatkowo test Phillipsa-Perrona, którego wynik sugerował stacjonarność szeregu.

⁴ Próba 2001–2006.

⁵ Miara oczekiwań inflacyjnych oparta na pytaniu ilościowym obejmuje lata 1993–2005.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Komisji Europejskiej, GfK Polonia, Ipsos, University of Michigan, IFS oraz publikowanych na stronach internetowych banków centralnych krajów uwzględnionych w analizie.

Kanoniczne wskaźniki rentowności w wybranych bankach notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

The Canonical Profitability Indicators for the Selected Polish Banks Listed on the Warsaw Stock Exchange

*Bogusław Guzik**

Streszczenie

W artykule opisano próbę określenia empirycznych podobieństwa pomiędzy (17) wskaźnikami rentowności w 9 głównych polskich bankach giełdowych i ustalenia na tej podstawie kanonicznego zestawu wskaźników rentowności dla poszczególnych banków.

Za kanoniczne wskaźniki rentowności uznano elementy centralne skupisk wskaźników podobnych. Dodatkowo postulowano, aby wskaźniki kanoniczne dobrze reprezentowały swoje skupiska i wzajemnie sobie nie przeczyły. Do określania podobieństwa wskaźników rentowności wykorzystano współczynniki korelacji między odpowiednimi szeregami czasowymi danych.

Dzięki zastosowanemu postępowaniu udało się ograniczyć liczbę wskaźników do 3–5. Wyniki empiryczne sugerują jednak, że banki są bardzo zróżnicowane i nie ma jednego, powszechnie występującego, zestawu wskaźników kanonicznych. Najczęściej do zbioru kanonicznych wskaźników rentowności wchodziły dwa: Stopa zwrotu z aktywów oraz Stopa odsetkowa aktywów dochodowych.

Słowa kluczowe: rentowność banku, wskaźniki rentowności.

Abstract

The author of this article makes an attempt to define the empirical similarity between (17) profitability indicators of nine main Polish banks listed on the Warsaw Stock Exchange and on the basis of it – to establish a canonical set of profitability indicators for these banks.

The author defines canonical profitability indicators as the central elements of clusters that include similar indicators. The author postulates that each canonical indicator be a good representative of its cluster and that any two indicators be not at variance with each other.

The correlation coefficients between relevant time series were used to characterize the similarity of the profitability indicators. Owing to the above-mentioned method, the author reduces the number of indicators to 3–5. Return On Assets (ROA) and Interest Rate of Total Working Assets are included most frequently in the set of canonical profitability indicators.

Keywords: bank profitability, canon profitability indicators.

JEL: G21

* Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej, Katedra Ekonometrii.

1. Wstęp

W artykule podjęto próbę empirycznego określenia kanonicznych (podstawowych) wskaźników rentowności dla głównych polskich banków giełdowych.

W rozdziale 2. przedstawiono listę prawie 20 wskaźników rentowności bankowej proponowanych w literaturze krajowej. Na tym tle sformułowano postulat ograniczenia liczby wskaźników i sugestie metodologiczne dotyczące opracowania zestawu wskaźników kanonicznych (rozdział 3.). W rozdziale 4. scharakteryzowano przedmiotowy, podmiotowy i czasowy zakres analizy. Zastosowaną metodę ustalania kanonicznych wskaźników rentowności, opierającą się na wyodrębnianiu reprezentantów skupień wskaźników podobnych według korelacji, opisano w rozdziałach 5. oraz 6. Wyniki empiryczne badań nad ustaleniem kanonicznych wskaźników rentowności dla poszczególnych banków zawierają rozdziały 7. oraz 8.

2. Wskaźniki rentowności bankowej

Jak wiadomo, w literaturze opracowano wiele wskaźników rentowności bankowej. Część z nich jest adaptacją powszechnie uznanych ogólnych mierników rentowności (np. *ROA* czy *ROE*), a część ma charakter specyficzny dla banków (np. *marża odsetkowa*). W polskiej lite-

raturze wskaźniki rentowności omawiane są prawie w każdym podręczniku bankowości. Na przykład w książce Jaworskiego i Zawadzkiej (2004, s. 604, 605) wymienia się 6 wskaźników rentowności, w książce Grabczana (1996, s. 42) – 5 wskaźników, w książce Szambelańczyka (1999, s. 71, 84) – 4 wskaźniki, a w książce Iwanicz-Drozdowskiej (2005, s. 71–73 oraz 74) – 6 wskaźników, a po uwzględnieniu dekompozycji marży – 12¹.

Pokażny zestaw (10) różnego typu wskaźników, wraz ze stosownymi danymi empirycznymi, oferuje Serwis Notoria².

W tabeli 1 zestawiono nazwy wskaźników zamieszczonych w cytowanych pracach.

Pod względem analitycznym wskaźników tych jest więcej – niektóre z nich mają formę „brutto” lub „netto”; różne są też kategorie przychodów (dochodów). Niekiedy pod tą samą nazwą kryją się inne definicje³. W istocie, choćby na podstawie cytowanych

¹ Większość wskaźników rentowności proponowanych w polskiej literaturze bankowej i stosowanych wzorowana jest, co zrozumiale, na propozycjach bankowości zachodniej, o czym ww. autorzy informują w odpowiednich notkach, wymieniając na przykład: Graddy, Spencer (1990, s. 475 i n.), Davies (1993 r. 5), Hempel, Coleman, Simonson (1990, s. 62).

² Serwis Notoria powstał w 1993 r. Przedstawia wyniki finansowe spółek giełdowych notowanych na GPW w Warszawie. Są to obecnie szeroko rozpowszechniane raporty roczne i kwartalne. Publikacje Serwisu w wersji papierowej i elektronicznej (format Excela) są płatne.

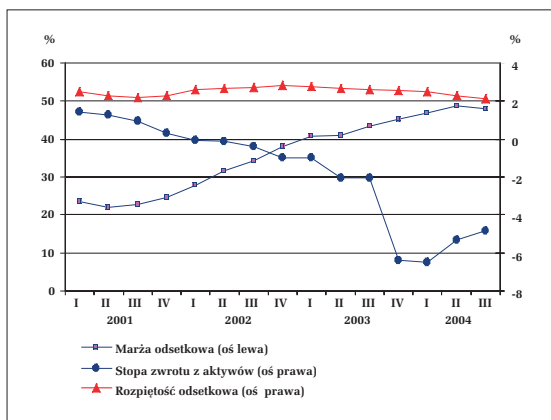
³ Np. definicje *marży odsetkowej*: (1) *wynik odsetkowy/aktywa* (Iwanicz-Drozdowska 2005, s. 73); (2) *wynik odsetkowy/aktywa dochodowe* (Grabczan 1996, s. 42); (3) *wynik odsetkowy/ przychody odsetkowe* (Notoria).

Tabela 1. Zestawienie najczęstszych wskaźników rentowności w polskiej literaturze

Wskaźnik	W. Grabczan	M. Iwanicz-Drozdowska	W. Jaworski, Z. Zawadzka	Notoria	J. Szambelańczyk
1. ROA (rentowność aktywów)	x	x	X	x	x
2. ROE (rentowność kapitału)	x	x	x	x	x
3. Marża odsetkowa	x	x	x	x	x
4. ROS (rentowność sprzedaży)		x	x		x
5. ROI (marża zysku)	x	x	x	x	
6. Efektywność działalności bankowej				x	
7. Efektywność banku				x	
8. Stopa odsetkowa aktywów dochodowych				x	
9. Stopa odsetkowa pasywów kosztowych				x	
10. Rozpiętość odsetkowa				x	
11. Wskaźnik wykorzystania aktywów	x				
12. Wskaźnik poziomu kosztów		x			
13. Marża prowizyjna		x			
14. Marża dywidendy		x			
15. Marża handlowa		x			
16. Marża zapotrzebowania		x			
17. Marża rezerw		x			
18. Marża operacji nadzwyczajnych		x			

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 1. Wybrane wskaźniki rentowności w Banku XX



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Notorii.

prac, można mówić o około 30 wskaźnikach rentowności bankowej.

Analitik badający rentowność banków staje wówczas przed możliwością dokonania kompleksowej analizy rentowności. Niestety takie rozszerzenie analizy zazwyczaj stwarza kłopotliwą sytuację, w której jedne wskaźniki sugerują silny wzrost, ale inne – wzrost o wiele słabszy lub nawet spadek. Zilustrowano to na wykresie 1, na którym podano kształtowanie się trzech wskaźników rentowności: *stopy zwrotu z aktywów*, *marży odsetkowej* oraz *rozpiętości odsetkowej* w jednym z rozpatrywanych banków giełdowych (który dalej nazywać będziemy Bankiem XX) w latach 2001–2004.

Jak widać, rentowność według *stopy zwrotu z aktywów* malała, według *marży odsetkowej* rosła, a według *rozpiętości odsetkowej* była prawie stała. Sugestie wynikające z tych trzech wskaźników są więc sprzeczne.

Nie jest to, oczywiście, groźne, jeśli wyraźnie określono, o **jakiej rentowności** w danej chwili się mówi, czy np. o rentowności **według ROA**, czy o rentowności **w sensie marży odsetkowej**. Do tego, że różne aspekty tego samego zjawiska sugerują różne wnioski oraz że różne wycinkowe wskaźniki mogą sugerować co innego, jesteśmy bowiem w ekonomii przyzwyczajeni. Problem pojawia się natomiast, gdy analizowane wskaźniki traktowane są jako wskaźniki **ogólnie pojętej** rentowności. Wtedy, co oczywiste, ich sprzeczność nie pozwala rzetelnie ocenić sytuacji ogólnej, bo wnioski są różnokierunkowe⁴.

⁴ Nawiążmy do przykładu podanego na wykresie 1. Gdyby jakiś ważny „decydent polityczny” pragnął zmiany zarządu Banku, ujawniłby i nagłośniłby sprawę generalnie **malejącego** z roku na rok zwrotu z aktywów *ROA*. Ale gdyby inny, też ważny, „decydent polityczny” pragnął utrzymania zarządu – podkreślałby systematyczny **wzrost** marży odsetkowej. Obie konstatacje są prawdziwe, ale uogólniające wnioski są nierzetelne – ani nie było tak źle, jak sugeruje pierwszy decydent, ani tak dobrze, jak sugeruje drugi.

3. Kanoniczne wskaźniki rentowności – określenia

Jeśli nie chcemy mówić o rentowności w różnych sensach (trzech, pięciu czy osiemnastu), trzeba:

- a) kierując się **własnym przekonaniem**, zaufać pewnym wskaźnikom, a innym nie, albo
- b) skonstruować jakiś **miernik syntetyczny** na podstawie wszystkich wskaźników cząstkowych, albo
- c) kierując się względami merytorycznymi lub matematyczno-statystycznymi, ograniczyć listę wskaźników do „**najważniejszych**”.

W artykule interesuje nas trzecia możliwość.

Zestaw wskaźników najważniejszych, czyli takich, które należy stosować zawsze, nazwiemy wskaźnikami kanonicznymi.

Wskaźniki niebędące kanonicznymi są wskaźnikami uzupełniającymi.

Postulaty pod adresem wskaźników kanonicznych

Wskaźniki kanoniczne powinny być:

- 1) *słabo* zależne od siebie,
- 2) wzajemnie *niesprzeczne*,
- 3) powinno ich być *niewiele*.

Pierwszy postulat dotyczy **niepowielania informacji**. Chodzi w nim o to, że oryginalną wartość poznawczą mają tylko te wskaźniki, które nie powtarzają informacji niesionej przez inne. Posługiwanie się wskaźnikami bardzo do siebie podobnymi daje bowiem tyle samo, co zbadanie jednego z tych wskaźników, a jest bardziej kłopotliwe i kosztowne. Zbliżone sugestie kilku wskaźników można uznać za potwierdzenie wyniku tylko wtedy, gdy owe wskaźniki są względem siebie niezależne lub słabo zależne⁵.

Postulat niesprzeczności powinien być oczywisty. Jeśli wskaźniki kanoniczne mają służyć ocenie jakiegoś zjawiska, nie mogą być ze sobą sprzeczne. Sprzeczność wskaźników oznacza bowiem, że pewien (lub pewne) z nich oceniają nie to, co chcieliśmy badać lub że przyjęto **różne punkty odniesienia**⁶.

Zrozumiały jest również postulat trzeci. Kanoniczne mogą być tylko **niektóre** wskaźniki.

⁵ Podobnie jest w rzetelnym dziennikarstwie: sprawę można ogłosić, gdy uzyska się potwierdzenie z kilku niezależnych źródeł. To, że kilka źródeł twierdzi podobnie, nie stanowi jeszcze o wiarygodności – źródła mogą powtarzać plotkę.

⁶ Jeśli dwa źródła są sprzeczne, jedno z nich mówi nieprawdę. Jeśli np. źródło pierwsze mówi, że ktoś jest wysoki, a drugie źródło – że ta osoba jest niska, to być może inny jest w obu wypadkach punkt odniesienia. Np. źródło pierwsze to małe dziecko, a źródło drugie to dorosły. W takim wypadku musimy z jednego źródła zrezygnować, bo jednocześnie nie jest się wysokim oraz niskim. Problem tylko w tym, które źródło uznać za miarodajne.

Podejścia do konstrukcji zestawu wskaźników kanonicznych

Najprostszy sposób konstrukcji zestawu wskaźników kanonicznych polega na ustaleniu wskaźników najczęściej pojawiających się w literaturze przedmiotu lub (i) w praktyce. Kryje się za tym przekonanie, że „większość wie lepiej”.

Gdyby, przykładowo, odwołać się do danych z tabeli 1, i gdyby przyjąć, że jest ona reprezentatywna dla propozycji pojawiających się w polskiej literaturze bankowej, za kanoniczne mogłyby być uznane wskaźniki *ROA*, *ROE*, *ROI* oraz *marża odsetkowa*.

Niekoniecznie jednak tak wybrane wskaźniki realizują postulat słabej zależności. Dlatego należałoby zastosować inną drogę, polegającą na redukcji pewnej, wstępnie określonej i odpowiednio szerokiej listy wskaźników, na przykład poprzez:

- 1) merytoryczną analizę treści ekonomicznej wskaźników (podejście 1.),
- 2) analizę formalno-matematyczną wskaźników (podejście 2.),
- 3) statystyczno-empiryczną analizę podobieństwa uporządkowań generowanych przez badane wskaźniki (podejście 3.).

Weźmy na przykład pod uwagę wskaźnik zwrotu z aktywów (*ROA*) oraz zwrotu z kapitałów (*ROE*) i zilustrujmy, jak wyglądają poszczególne podejścia.

1. Merytoryczna analiza treści wskaźników. Wielu ekonomistów, patrząc na definicje wskaźników stopy zwrotu z aktywów oraz stopy zwrotu z kapitału własnego:

$$ROA = \frac{\text{Zysk netto}}{\text{Aktywa}} \quad (1)$$

$$ROE = \frac{\text{Zysk netto}}{\text{Kapitały własne}} \quad (2)$$

powie, że problem słabej czy silnej zależności tych wskaźników jest pozorny, bo oba wskaźniki niemal z definicji są podobne: liczniki są takie same, a między mianownikami w dobrym banku powinna być utrzymywana pewna relacja⁷. Wskaźnikiem kanonicznym będzie bądź *ROA*, bądź *ROE*⁸.

Sprawa jednak nie jest tak oczywista, co wyjaśniono poniżej w punkcie 2.

2. Analiza formalno-matematyczna. Niektórzy, bardziej matematyzujący, ekonomiści dla określenia powiązania między *ROA* a *ROE* zbadają formalnie relację między *ROA* oraz *ROE*. Jak powszechnie wiadomo:

$$ROA = ROE \times UW \quad (3)$$

gdzie *UW* – udział kapitałów własnych w pasywach⁹.

Matematyzujący ekonomista na podstawie analizy wzoru (3) powie na przykład, że wskaźnik *ROA* porządkuje sytuacje ekonomiczne (tu: rentowność) tak samo jak wskaźnik *ROE*, gdy udział kapitałów własnych w pasywach jest stały lub gdy udział kapitałów

⁷ Chodzi, oczywiście, o relacje między *pasywami* (równymi *aktywom*) a *kapitałami własnymi*.

⁸ Metodologicznie „lepszy” wydaje się wskaźnik *ROA*, gdyż porównuje składnik *pasywów* (zysk) ze składnikiem *aktywów* (aktywa ogółem), czyli ma konstrukcję typu *efekt/nakład* – a taka właśnie powinna być zasada budowy wskaźników rentowności. Wskaźnik *ROE* porównuje dwa składniki *pasywów*, czyli jest raczej wskaźnikiem *struktury* *pasywów*. Oczywiście w odniesieniu do *ROA* też można powiedzieć, że porównuje *pasywa* bo *aktywa ogółem* = *pasywa ogółem*. Ale jest to tylko okoliczność rachunkowa, a nie merytoryczna. *ROA* to jednak stopa zwrotu z aktywów, a nie stopa zwrotu z *pasywów*.

⁹ $UW = \text{kapitały własne/pasywa} = \text{kapitały własne/aktywa}$.

Tabela 2. Krótkookresowe zmiany rentowności w Banku XX

Kwartał	Zmiana w stosunku do poprzedniego kwartału		Kwartał	Zmiana w stosunku do poprzedniego kwartału		Kwartał	Zmiana w stosunku do poprzedniego kwartału	
	ROE	ROA		ROE	ROA		ROE	ROA
I kw. 1998			I kw. 2001	+	+	I kw. 2004	–	–
II kw. 1998	–	–	II kw. 2001	–	–	II kw. 2004	+	+
III kw. 1998	–	–	III kw. 2001	–	–	III kw. 2004	+	+
IV kw. 98	–	–	IV kw. 2001	–	–	IV kw. 2004	+	+
I kw. 1999	–	–	I kw. 2002	–	–			
II kw. 1999	–	–	II kw. 2002	–	–			
III kw. 1999	–	–	III kw. 2002	–	–			
IV kw. 1999	+	+	IV kw. 2002	–	–			
I kw. 2000	+	+	I kw. 2003	–	+			
II kw. 2000	–	–	II kw. 2003	–	–			
III kw. 2000	+	+	III kw. 2003	–	–			
IV kw. 2000	+	+	IV kw. 2003	–	–			

+ wzrost, – spadek w stosunku do poprzedniego kwartału

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Notorii.

własnych w pasywach *monotonicznie* rośnie (maleje) wraz ze wzrostem (spadkiem) *ROE*.

Powie też, że ogólnie nic nie można przesądzić, bowiem oba wskaźniki mogą rangować sytuacje ekonomiczne tak samo, mogą też rangować je inaczej. Zależy to od zachowania się udziału kapitałów własnych w ogólnej kwocie pasywów. Jeśli udział ten jest „kapryśny” – może być różnie.

3. Analiza empirycznych podobieństw wskaźników. Podejście to polega na empirycznym określeniu częstotliwości (lub też szansy) tego, że wskaźniki są niezależne. Dokonuje się tego na podstawie autentycznych uporządkowań uzyskanych dla badanych wskaźników.

Dla przykładu, w tabeli 2 scharakteryzowano kierunki zmian rentowności *ROA* oraz *ROE* w Banku XX w danym roku w porównaniu z rokiem poprzednim.

Tylko w jednym na 27 przypadków sugestie wynikające z *ROA* oraz *ROE* były rozbieżne (I kwartał 2003 r.). Prosty, porównujący liczbę wyróżnionych przypadków z liczbą przypadków możliwych, miernik zgodności uporządkowań wynosi więc $(27-1)/27 = 0,963$. Oba wskaźniki rentowności (dla Banku XX w latach 1998–2004) były więc empirycznie silnie zależne¹⁰.

Artykuł dotyczy tej właśnie sprawy – **empirycznego** badania podobieństwa wskaźników rentowności (w odniesieniu do głównych banków giełdowych w Polsce).

Wskaźniki Notorii

$$ROE = \frac{\text{Zysk netto}}{\text{Średnia wartość kapitałów własnych}} \quad (\text{stopa zwrotu z kapitału własnego}) \quad (4)$$

$$ROA = \frac{\text{Zysk netto}}{\text{Średnia wartość aktywów}} \quad (\text{stopa zwrotu z aktywów}) \quad (5)$$

$$MOD = \frac{\text{Wynik z tytułu odsetek}}{\text{Przychody z tytułu odsetek}} \quad (\text{marża odsetkowa}) \quad (6)$$

$$MZB = \frac{\text{Zysk brutto}}{\text{Przychody z tytułu odsetek}} \quad (\text{marża zysku brutto}) \quad (7)$$

$$MZN = \frac{\text{Zysk netto}}{\text{Przychody z tytułu odsetek}} \quad (\text{marża zysku netto}) \quad (8)$$

$$EDB = \frac{\text{Wynik działalności bankowej}}{\text{Koszty działania}} \quad (\text{efektywność działalności bankowej}) \quad (9)$$

$$EB = \frac{\text{Przychody banku}}{\text{Koszty działania}} \quad (\text{efektywność banku})^{13} \quad (10)$$

4. Zakres analizy

Lista banków giełdowych

Rozpatrzono 9 banków:

1. BRE (BRE Bank),
2. BOS (Bank Ochrony Środowiska),
3. BMI (Bank Millennium),
4. BSK (ING Bank Śląski),
5. BPH (Bank BPH),
6. BZ WBK (Bank Zachodni WBK),
7. FOR (Fortis Bank Polska),
8. KRE (Kredyt Bank),
9. PeKaO (Bank Polska Kasa Opieki).

Nie uwzględniono banków, które na giełdzie występują od niedawna, np. PKO BP. Nie uwzględniono też banków bardzo małych.

Wskaźniki rentowności

Pod uwagę wzięto 10 wskaźników rentowności bankowej publikowanych przez Serwis Notoria¹¹ (zob. tabela 1), które zresztą w większości występują w literaturze bankowej, oraz 7 wskaźników dotyczących dekompozycji marży¹². Pierwsze z nich charakteryzują rentowność w sposób „globalny”, gdyż oparte są na głównych pozycjach rachunku wyników. Mogą więc być użyte do ogólnej oceny rentowności. Druga grupa ma natomiast charakter „odcinkowy” (dotyczy

¹¹ Wyniki finansowe spółek giełdowych, Serwis Notoria, maj 2005, wersja 12.30.

¹² Które opisano np. w książce Iwanicz-Drozdowskiej (2005, s. 74).

¹³ W oryginalnych publikacjach Notorii podawane są odwrotności wskaźników (9) i (10).

¹⁰ Oczywiście mierniki zgodności mogą być bardziej zaawansowane.

$$SAD = \frac{\text{Przychody z tytułu odsetek}}{\text{Średni stan aktywów dochodowych}} \quad (\text{stopa odsetkowa aktywów dochodowych}) \quad (11)$$

$$SPK = \frac{\text{Koszty odsetek}}{\text{Średni stan pasywów kosztowych}} \quad (\text{stopa odsetkowa pasywów kosztowych}) \quad (12)$$

$$ROD = SAD - SPK \quad (\text{rozpiętość odsetkowa, spread}) \quad (13)$$

Wskaźniki marży

$$M.ODS = \frac{\text{Wynik z tytułu odsetek}}{\text{Aktywa}} \quad (\text{marża odsetkowa II}) \quad (14)$$

$$M.PRO = \frac{\text{Wynik na prowizjach}}{\text{Aktywa}} \quad (\text{marża prowizyjna}) \quad (15)$$

$$M.DYW = \frac{\text{Przychody z tytułu akcji i udziałów}}{\text{Aktywa}} \quad (\text{marża dywidendy}) \quad (16)$$

$$M.HAN = \frac{\text{Wynik na operacjach finansowych i wymiany}}{\text{Aktywa}} \quad (\text{marża handlowa}) \quad (17)$$

$$M.ZAP = \frac{\text{Koszty działania} + \text{Amortyzacja}}{\text{Aktywa}} \quad (\text{marża zapotrzebowania}) \quad (18)$$

$$M.REZ = \frac{\text{Saldo rezerw}}{\text{Aktywa}} \quad (\text{marża rezerw(ryzyka)}) \quad (19)$$

$$M.NAD = \frac{\text{Wynik na operacjach nadzwyczajnych}}{\text{Aktywa}} \quad (\text{marża operacji nadzwyczajnych}) \quad (20)$$

bowiem częstek, które w sumie tworzą zysk) i może być wykorzystana do określenia źródeł takiej, a nie innej wielkości wyniku finansowego banku. Wszystkie podane wskaźniki, z wyjątkiem *stopy odsetkowej pasywów kosztowych* (12) oraz „*marży*” *zapotrzebowania* (18), mają charakter tzw. stymulant (maksymant), bowiem ich wyższy poziom – z punktu widzenia rentowności – oceniany jest korzystniej. Choć było to możliwe, destymulant (12) oraz (18) nie zastąpiono jednak stymulantami, gdyż wtedy trudno byłoby interpretować te nowe wskaźniki¹⁴.

Wskaźniki globalne (4)–(13) były dane bezpośrednio w odpowiednich plikach Notorii dotyczących poszczególnych banków. Wskaźniki marży nie były natomiast dostępne bezpośrednio. Obliczono je na podstawie publikowanych przez Serwis Notoria raportów kwartalnych poszczególnych banków.

¹⁴ Na przykład można było wziąć odwrotność *SPK*. Jaką jednak interpretację ekonomiczną nadać wskaźnikowi $1/SPK$ – nie wiadomo. Można byłoby wziąć różnicę *SPK* od pewnej liczby maksymalnej *M*, czyli $M - SPK$. Ale wtedy trudno interpretować porównania tego nowego wskaźnika z innymi, np. ze stopą odsetkową aktywów dochodowych czy spreadem.

Zakres czasowy

Wykorzystano dane kwartalne za lata 1998–2004, publikowane – jak już powiedziano – przez Serwis Notorię. Informacje statystyczne kończą się na 2004 r., gdyż w czasie opracowywania pierwszej wersji artykułu¹⁵ dane za 2005 r. jeszcze nie były dostępne.

Wzięto pod uwagę dane z Serwisu Notorii, gdyż jest to zestaw najszerszy i bezpośrednio lub pośrednio obejmuje praktycznie wszystkie spotykane w naszej literaturze propozycje. Ponadto dane, choć odpłatne, bardzo łatwo uzyskać, w odróżnieniu od danych szczegółowych pozyskiwanych w trybie indywidualnych starań w bankach.

Komentarz

Na zakończenie tego rozdziału chcielibyśmy dodać dwa komentarze dotyczące spraw ogólnych:

1. Trudno powiedzieć, czy i na ile uzyskane w artykule wyniki można odnieść do szerszego zbioru

¹⁵ Marzec – kwiecień 2006 r.

banków polskich i do szerszego horyzontu czasu. Nie można przy tym odwołać się do „reprezentatywności” wyników, gdyż analizowane banki na pewno nie są reprezentatywne. Są to bowiem tylko banki giełdowe i do tego na ogół dość duże.

2. Drugi komentarz dotyczy pojęcia „rentowności”. W literaturze rzadko spotyka się definicje rentowności i raczej są to definicje określające zestaw działań służących do ustalenia rentowności niż samo pojęcie rentowności¹⁶. Dzieje się tak być może dlatego, że rentowność traktowana jest jako pojęcie pierwotne, ale może i dlatego, że autorzy zdają sobie sprawę z trudności sformułowania definicji odpowiednio szerokiej, a jednocześnie odpowiednio konkretnej, i dlatego jej unikają¹⁷.

Jeśli byśmy przyjęli to, co zwykle mówi się na wykładach, że „bank rentowny to taki, który ma zdolność do generowania zysku”, to za wskaźniki rentowności można byłoby przyjąć tylko te konstrukcje, które mierzą ową zdolność, a więc konstrukcje, w których zysk porównuje się z nakładami. W tym znaczeniu można byłoby mówić chyba tylko o jednym wskaźniku rentowności – stopie zwrotu z aktywów *ROA* lub – przy bardzo rozszerzającej interpretacji „nakładu” – o trzech wskaźnikach: *ROA*, *ROE*, *marży zysku*. Wszystkie inne konstrukcje, nazywane wskaźnikami rentowności, efektywności czy *marży*, charakteryzują tylko różne aspekty działalności banku, przyczyniające się do powstawania zysku, a nie globalną rentowność i w tym znaczeniu nie opisują kompleksowo „zdolności banku do generowania zysku”.

Jest jednak zrozumiałe, że samo *ROA* nie wystarczy do rzetelnej oceny rentowności. Stąd taka różnorodność (wręcz feeria) wskaźników rentowności lub nawiązujących do niej. Można zatem za rentowność uznać zdolność do generowania zysku, ale za wskaźnik rentowności uznać nie tylko wskaźnik pokazujący na zdolność kreowania zysku z posiadanych środków (*ROA*), ale każdy wskaźnik, który dostarcza informacji na temat źródeł globalnej wielkości zysku lub źródeł powstawania jego „częstek”.

Stosowanie do tego, również w niniejszym artykule (którego celem, przypomnijmy, nie jest merytoryczna ocena zawartości ekonomicznej wskaźników rentowności, lecz tylko próba empirycznego ustalenia najważniejszych wskaźników dla rozpatrywanych

banków) nie próbowano zdefiniować rentowności ani wskaźników rentowności. Przyjęto mianowicie, że rentownością (wskaźnikami rentowności) jest to, co w literaturze bankowej nazywa się rentownością (wskaźnikami rentowności).

5. Zastosowana metoda ustalania empirycznych podobieństw wskaźników rentowności

To, czy dwa wskaźniki rentowności w danym banku były do siebie podobne, czy nie, określano za pomocą współczynnika korelacji Pearsona między szeregami chronologicznymi, opisującymi kształtowanie się porównywanych wskaźników w danym banku¹⁸.

Przykładowo współczynnik korelacji między przedstawionymi na wykresie 2 szeregami czasowymi *ROA* oraz *ROE* w Banku XX w latach 1998–2004 wynosi 0,987. Oznacza to, że przebiegi kwartalnych stóp zwrotu *ROA* oraz *ROE* w latach 1998–2004 były w Banku XX podobne w stopniu 98,7%.

Jest zrozumiałe, że można też wykorzystać inne wskaźniki podobieństwa uporządkowań, np.:

- prosty wskaźnik częstości zastosowany w trzecim rozdziale (tabela 2),
- współczynnik korelacji rang Spearmana¹⁹.

Współczynnik korelacji Pearsona wydawał się jednak najkorzystniejszy, gdyż bada on podobieństwo uporządkowań poprzez analizę tendencji zmian porównywanych wielkości i reaguje na wielkość odchylenia, a nie tylko na ich kierunek²⁰.

Definicje i sposób obliczania współczynnika korelacji są powszechnie znane i nie będziemy ich tu przytaczać. Dodajmy tylko jego geometryczną interpretację przy porównywaniu dwóch szeregów czasowych (tu: szeregów dwóch wskaźników rentowności), gdyż w literaturze jest to rzadko spotykane²¹.

• **Dodatni** współczynnik korelacji oznacza, że tendencje porównywanych wskaźników są do siebie podobne (i to tym bardziej, im bliższy 1 jest współczynnik korelacji).

Podobieństwo zachodzi wtedy, gdy fazom wzrostu (spadku) jednego wskaźnika odpowiadają podobne fazy drugiego wskaźnika, por. wykres 3 oraz 4.

• **Ujemny** współczynnik korelacji jest sygnałem, że tendencje obu wskaźników nie były do siebie po-

¹⁶ Np. Bednarski (2000, s. 96) pisze, że *rentowność jest odpowiednio obliczonym wynikiem finansowym*.

¹⁷ Inaczej jest, na przykład, w odniesieniu do płynności. To pojęcie prawie zawsze, w taki czy inny sposób, jest definiowane.

W większości podręczników rozdział dotyczący rentowności, jest tak skonstruowany, że w pierwszym zdaniu mówi się o rentowności a w drugim – od razu – o najczęściej spotykanych wskaźnikach rentowności i ich obliczaniu. Rzadko, np. Grabczan (1996, s. 38–39), przed omawianiem wskaźników mówi się o tym, co sytuuje pojęcie rentowności, że *celem banku jest generowanie zysku*.

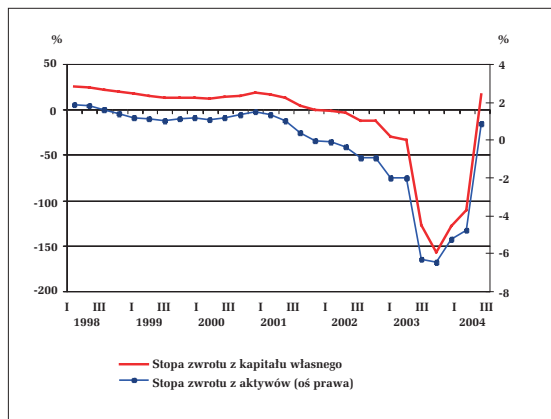
¹⁸ Możliwe jest też badanie podobieństw w danym momencie czasu na podstawie danych dotyczących zbioru banków (czyli na podstawie szeregu przekrojowego). Do sprawy tej wrócimy w drugiej części artykułu.

¹⁹ Współczynnik Spearmana podawany jest prawie w każdym podręczniku statystyki opisowej, zob. np. Chromińska, Ignatczyk (2004, s. 198).

²⁰ Dla współczynnika Pearsona ważne jest, jak wielki przyrost cechy *Y* związany jest z danym przyrostem cechy *X*. W wypadku korelacji rang lub prostego wskaźnika częstościowego, nie odgrywa to roli.

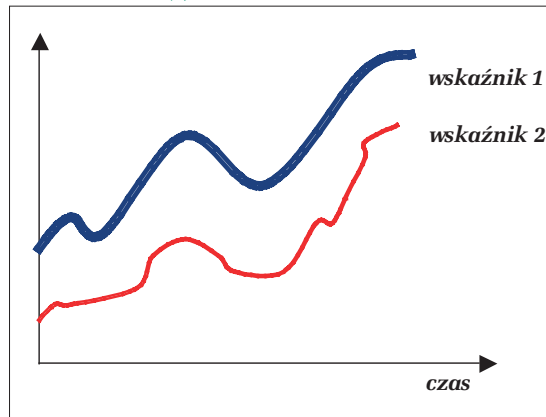
²¹ Interpretując współczynnik korelacji, w literaturze najczęściej ilustruje się to wykresami typu (*X*, *Y*) – jeden szereg na osi *X*, drugi – na osi *Y*. Obecnie – ze względu na zastosowanie korelacji do badania podobieństwa tendencji zmian – oba szeregi będą przedstawiane na jednej osi, osi czasu.

Wykres 2. Kwartalne wskaźniki ROA oraz ROE w Banku XX w latach 1998-2004



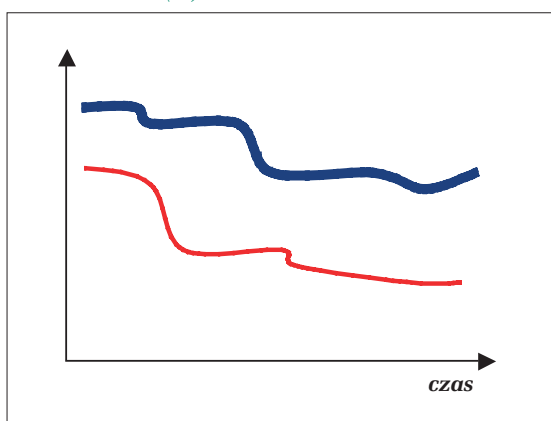
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Serwis Notoria.

Wykres 3. Przykładowe przebiegi wskaźników (I)



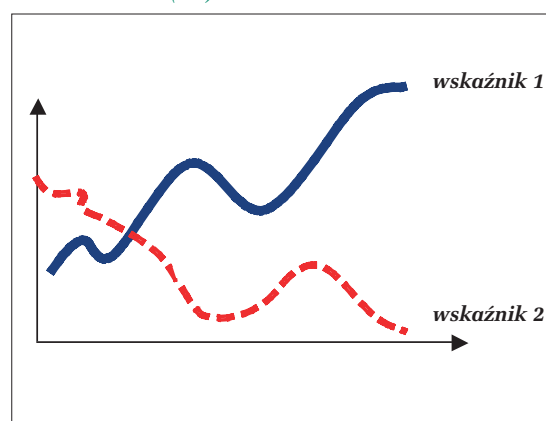
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4. Przykładowe przebiegi wskaźników (II)



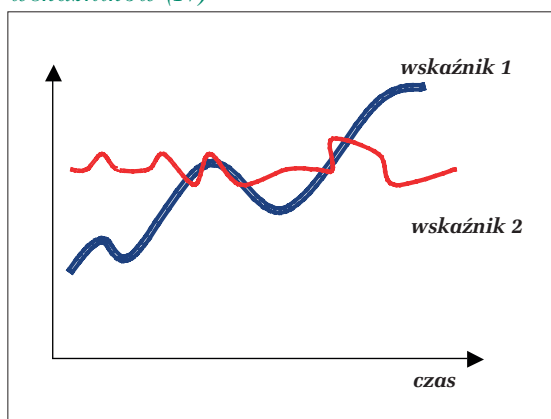
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 5. Przykładowe przebiegi wskaźników (III)



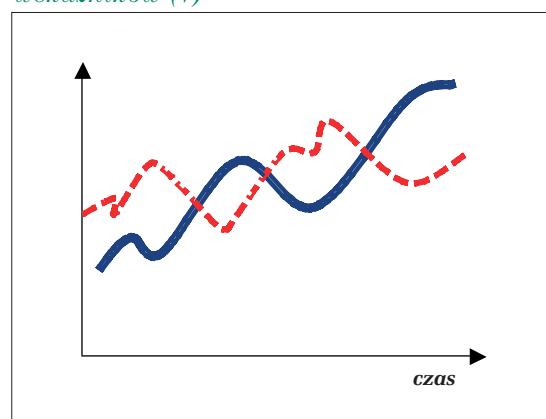
Źródło: opracowanie własne.

Wykres 6. Przykładowe przebiegi wskaźników (IV)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 7. Przykładowe przebiegi wskaźników (V)



Źródło: opracowanie własne.

dobne (i to tym bardziej, im bliższy -1 jest współczynnik korelacji).

Tendencje są niepodobne wtedy, gdy fazom jednego wskaźnika odpowiadają – średnio biorąc – przeciwnie fazy drugiego (wzrostowi – spadek, spadkowi – wzrost); wykres 5.

• **Bliski zera** współczynnik korelacji oznacza, że – średnio biorąc – zmianom jednego wskaźnika nie towarzyszyły jakieś wyraźne zmiany drugiego (np. jeden był prawie stabilny, a drugi wyraźnie się zmieniał – por. wykres 6) albo fazom wzrostu jednego odpowiadają zarówno fazy spadku, jak i wzrostu drugiego wskaźnika (wykres 7).

6. Procedura ustalania kanonicznych wskaźników rentowności dla danego banku

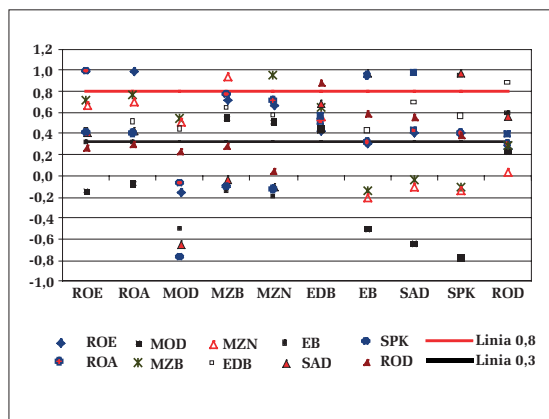
Na wykresie 8 przedstawiono współczynniki korelacji między parami „globalnych” wskaźników rentowności w Banku XX. Pionowo – dla danego wskaźnika – naniesiono wartości współczynników korelacji tego wskaźnika z poszczególnymi innymi wskaźnikami, opisanymi u dołu wykresu.

Wykres 8 dobrze oddaje istotę już wcześniej sygnalizowanego problemu:

- po pierwsze, w wielu przypadkach sugestie wskaźników rentowności są ze sobą sprzeczne; świadczą o tym ujemne korelacje (symptomem tego są punkty położone pod osią poziomą),
- po drugie, występują wskaźniki, które są do siebie mało podobne, o czym świadczą niskie korelacje dodatnie, poniżej 0,3 (na wykresie – punkty poniżej linii 0,3),
- niekiedy wreszcie wskaźniki rentowności mogą się powielać; o czym świadczą wysokie korelacje (na wykresie – punkty powyżej linii 0,8),
- jednocześnie wszystkie punkty empiryczne wzięte razem sugerują niemal chaos w całym zbiorze informacji o podobieństwach wskaźników rentowności.

Zdając sobie sprawę z „chaotycznego” charakteru wyników, próbowano jednak znaleźć jakąś regularność. Przede wszystkim interesowało nas utworzenie **grup wskaźników podobnych** i określenie reprezentantów poszczególnych grup.

Wykres 8 Korelacje między wskaźnikami rentowności w Banku XX



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Notorii.

Przyjęto, że dwa wskaźniki rentowności są silnie podobne, jeśli korelacja między nimi wynosi ponad 90%.

Wskaźniki, dla których korelacja między danymi empirycznymi wynosi 80–90%, uznano za podobne w dużym stopniu.

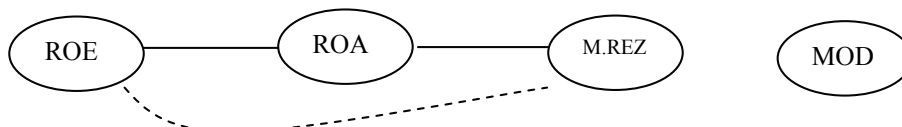
Granice 90% oraz 80% są konwencjonalne, choć można je uzasadnić, weryfikując hipotezy statystyczne. Wyznaczenie nawet konwencjonalnych granic w zwykłych (nierozmytych) zagadnieniach klasyfikacji jest jednak konieczne. Do spraw tych wrócimy pod koniec tego rozdziału.

Szukając wspomnianych wyżej regularności, dla każdego banku z osobna, „empirycznie” określono, które wskaźniki rentowności są do siebie podobne przynajmniej w dużym stopniu (korelacja większa od 80%). Następnie konstruowano grafy co najmniej dużych podobieństw wskaźników rentowności i ustalano centra poszczególnych skupień, które traktowano jako możliwe wskaźniki kanoniczne.

Graf podobieństwa wskaźników rentowności

Na rysunku 1 pokazano fragment grafu podobieństwa wskaźników rentowności w Banku XX. Linia ciągła sygnalizuje silne podobieństwo (korelacja ponad

Rysunek 1. Graf podobieństwa wskaźników rentowności w Banku XX



Źródło: obliczenia własne.

90%), natomiast linia przerywana oznacza duże podobieństwo (korelacja 80–90%). Odosobniony jednoelementowy węzeł grafu sygnalizuje, że odpowiedni wskaźnik rentowności nie był podobny do żadnego innego w stopniu większym od 80%.

Prezentowany fragment grafu oznacza więc, że tendencje kwartalnych zmian *ROA* i *ROE*, *ROA* i *M.REZ* były zharmonizowane w stopniu silnym, a tendencje zmian *ROE* i *M.REZ* były zharmonizowane w stopniu dużym. Wskaźnik *MOD* nie był zharmonizowany z żadnym innym w stopniu większym niż 80%.

Ustalanie wskaźników kanonicznych

Przy użyciu grafów łatwiej i wyraziściej rejestruje się relacje między wskaźnikami oraz łatwiej wybiera się reprezentantów poszczególnych grup wskaźników podobnych. Przyjęto, że:

1. Daną grupę tworzą tylko te wskaźniki, które są podobne do wskaźnika centralnego w stopniu nie mniejszym niż 80%.

2. Wskaźnikiem centralnym jest ten, który jest najczęściej powiązany relacjami podobieństwa nie mniejszego niż 80% i powiązania te są możliwie najsilniejsze.

3. Dwa różne wskaźniki należą do różnych grup, gdy podobieństwo między nimi jest mniejsze od 80%.

4. Reprezentant danej grupy jest wskaźnikiem kanonicznym, gdy nie jest sprzeczny z innymi wskaźnikami kanonicznymi.

• Na podstawie rysunku 1 można ustalić następujące centra skupień:

- pierwszą grupę wskaźników może reprezentować *ROA*, gdyż oprócz *M.REZ* najczęściej w tej grupie wchodzi w relacje przynajmniej dużego podobieństwa i jednocześnie relacje te są najsilniejsze,
- drugą grupę reprezentuje wskaźnik *MOD* ²².

²² Zastosowana procedura określania reprezentantów grup to bardzo uproszczony wariant dyskryminacji zbiorów skończonych i ustalania reprezentantów skupień. „Odległościami” w sensie analizy dyskryminacyjnej są tu różnice $1 - r$ (r – współczynnik korelacji), a sam podział na skupienia spełnia dwa podstawowe postulaty analizy dyskryminacyjnej:

a) obiekt zaliczany jest do danego skupienia, jeśli jego odległość od centrum danego skupienia jest mniejsza od odległości do centrów innych skupień, b) obiekt jest centralny, gdy jego odległość od wszystkich innych obiektów spoza skupienia jest nie mniejsza od pewnej liczby (tu: $1 - 0,8 = 0,2$).

Centralnym obiektem jest wskaźnik – reprezentant. Bogaty przegląd metod analizy skupień przedstawia Kucharczyk (1980). Z nowszych publikacji można wskazać książkę Rogowskiego (2001).

Tabela 3. *Podobieństwa wskaźników rentowności w polskich bankach giełdowych w latach 1998–2004*

Bank	Wskaźnik	ROE	ROA	MOD	MZB	MZN	EDB	EB	SAD	SPK	ROD
BRE	ROE		0,987	0,293	0,970	0,991	0,847	0,636	0,401	0,409	0,349
	ROA	0,987		0,352	0,975	0,979	0,903	0,645	0,397	0,397	0,365
	MOD	0,293	0,352		0,248	0,205	0,451	0,343	0,699	0,619	0,838
	MZB	0,970	0,975	0,248		0,986	0,911	0,560	0,266	0,259	0,260
	MZN	0,991	0,979	0,205	0,986		0,853	0,592	0,304	0,313	0,255
	EDB	0,847	0,903	0,451	0,911	0,853		0,595	0,272	0,223	0,368
	EB	0,636	0,645	0,343	0,560	0,592	0,595		0,618	0,657	0,469
	SAD	0,401	0,397	0,699	0,266	0,304	0,272	0,618		0,990	0,940
	SPK	0,409	0,397	0,619	0,259	0,313	0,223	0,657	0,990		0,884
	ROD	0,349	0,365	0,838	0,260	0,255	0,368	0,469	0,940	0,884	
BOS	ROE		0,993	0,651	0,989	0,985	0,738	0,413	0,485	0,325	0,733
	ROA	0,993		0,587	0,980	0,972	0,802	0,492	0,524	0,371	0,755
	MOD	0,651	0,587		0,668	0,728	0,028	-0,376	0,034	-0,167	0,420
	MZB	0,989	0,980	0,668		0,986	0,713	0,403	0,505	0,351	0,741
	MZN	0,985	0,972	0,728	0,986		0,632	0,296	0,398	0,231	0,672
	EDB	0,738	0,802	0,028	0,713	0,632		0,897	0,840	0,772	0,867
	EB	0,413	0,492	-0,376	0,403	0,296	0,897		0,829	0,867	0,654
	SAD	0,485	0,524	0,034	0,505	0,398	0,840	0,829		0,979	0,918
	SPK	0,325	0,371	-0,167	0,351	0,231	0,772	0,867	0,979		0,818
	ROD	0,733	0,755	0,420	0,741	0,672	0,867	0,654	0,918	0,818	
BMI	ROE		0,925	0,379	0,671	0,955	0,667	0,114	0,086	0,021	0,307
	ROA	0,925		0,314	0,821	0,935	0,824	0,395	0,268	0,229	0,307
	MOD	0,379	0,314		0,345	0,339	0,073	-0,456	-0,059	-0,237	0,668
	MZB	0,671	0,821	0,345		0,751	0,923	0,294	0,126	0,103	0,162
	MZN	0,955	0,935	0,339	0,751		0,775	0,145	0,017	-0,025	0,176
	EDB	0,667	0,824	0,073	0,923	0,775		0,479	0,178	0,203	0,005
	EB	0,114	0,395	-0,456	0,294	0,145	0,479		0,712	0,800	0,058
	SAD	0,086	0,268	-0,059	0,126	0,017	0,178	0,712		0,981	0,644
	SPK	0,021	0,229	-0,237	0,103	-0,025	0,203	0,800	0,981		0,483
	ROD	0,307	0,307	0,668	0,162	0,176	0,005	0,058	0,644	0,483	

BSK	ROE		0,962	-0,229	0,761	0,769	0,737	0,664	0,858	0,814	0,824
	ROA	0,962		-0,185	0,803	0,764	0,664	0,805	0,749	0,776	
	MOD	-0,229	-0,185		0,238	0,079	-0,238	-0,750	-0,339	-0,499	0,175
	MZB	0,761	0,803	0,238		0,898	0,525	0,136	0,423	0,331	0,604
	MZN	0,769	0,764	0,079	0,898		0,384	0,182	0,356	0,286	0,488
	EDB	0,737	0,769	-0,238	0,525	0,384		0,708	0,742	0,723	0,660
	EB	0,664	0,664	-0,750	0,136	0,182	0,708		0,808	0,862	0,433
	SAD	0,858	0,805	-0,339	0,423	0,356	0,742	0,808		0,984	0,863
	SPK	0,814	0,749	-0,499	0,331	0,286	0,723	0,862	0,984		0,759
	ROD	0,824	0,776	0,175	0,604	0,488	0,660	0,433	0,863	0,759	
BPH	ROE		0,997	0,136	0,659	0,579	0,930	0,803	0,753	0,653	0,804
	ROA	0,997		0,124	0,630	0,542	0,943	0,815	0,776	0,679	0,812
	MOD	0,136	0,124		0,748	0,709	0,105	-0,386	-0,227	-0,437	0,383
	MZB	0,659	0,630	0,748		0,935	0,571	0,176	0,229	0,036	0,667
	MZN	0,579	0,542	0,709	0,935		0,508	0,027	0,092	-0,096	0,555
	EDB	0,930	0,943	0,105	0,571	0,508		0,755	0,710	0,623	0,740
	EB	0,803	0,815	-0,386	0,176	0,027	0,755		0,864	0,879	0,584
	SAD	0,753	0,776	-0,227	0,229	0,092	0,710	0,864		0,972	0,805
	SPK	0,653	0,679	-0,437	0,036	-0,096	0,623	0,879	0,972		0,631
	ROD	0,804	0,812	0,383	0,667	0,555	0,740	0,584	0,805	0,631	
BZ WBK	ROE		0,995	-0,145	0,721	0,668	0,442	0,322	0,424	0,410	0,264
	ROA	0,995		-0,071	0,769	0,716	0,513	0,319	0,426	0,404	0,301
	MOD	-0,145	-0,071		0,551	0,519	0,447	-0,506	-0,642	-0,770	0,236
	MZB	0,721	0,769	0,551		0,955	0,646	-0,136	0,031	-0,101	0,285
	MZN	0,668	0,716	0,519	0,955		0,579	-0,197	-0,102	-0,123	0,041
	EDB	0,442	0,513	0,447	0,646	0,579		0,434	0,698	0,570	0,886
	EB	0,322	0,319	-0,506	-0,136	-0,197	0,434		0,982	0,954	0,592
	SAD	0,424	0,426	-0,642	0,031	-0,102	0,698	0,982		0,981	0,565
	SPK	0,410	0,404	-0,770	-0,101	-0,123	0,570	0,954	0,981		0,395
	ROD	0,264	0,301	0,236	0,285	0,041	0,886	0,592	0,565	0,395	
FOR	ROE		0,906	0,286	0,601	0,536	-0,037	-0,126	0,405	0,327	0,586
	ROA	0,906		0,341	0,644	0,550	0,004	-0,219	0,537	0,453	0,721
	MOD	0,286	0,341		0,897	0,917	0,289	-0,945	-0,416	-0,525	-0,078
	MZB	0,601	0,644	0,897		0,979	0,284	-0,788	-0,147	-0,258	0,175
	MZN	0,536	0,550	0,917	0,979		0,312	-0,801	-0,257	-0,364	0,064
	EDB	-0,037	0,004	0,289	0,284	0,312		-0,251	-0,251	-0,275	-0,163
	EB	-0,126	-0,219	-0,945	-0,788	-0,801	-0,251		0,515	0,610	0,205
	SAD	0,405	0,537	-0,416	-0,147	-0,257	-0,251	0,515		0,992	0,933
	SPK	0,327	0,453	-0,525	-0,258	-0,364	-0,275	0,610	0,992		0,879
	ROD	0,586	0,721	-0,078	0,175	0,064	-0,163	0,205	0,933	0,879	
KRE	ROE		0,986	-0,783	0,996	0,997	0,764	0,803	0,569	0,615	0,354
	ROA	0,986		-0,814	0,995	0,988	0,826	0,856	0,632	0,680	0,405
	MOD	-0,783	-0,814		-0,796	-0,778	-0,831	-0,878	-0,502	-0,614	-0,096
	MZB	0,996	0,995	-0,796		0,996	0,794	0,822	0,573	0,619	0,360
	MZN	0,997	0,988	-0,778	0,996		0,762	0,782	0,519	0,570	0,299
	EDB	0,764	0,826	-0,831	0,794	0,762		0,883	0,499	0,567	0,228
	EB	0,803	0,856	-0,878	0,822	0,782	0,883		0,730	0,771	0,510
	SAD	0,569	0,632	-0,502	0,573	0,519	0,499	0,730		0,990	0,900
	SPK	0,615	0,680	-0,614	0,619	0,570	0,567	0,771	0,990		0,828
	ROD	0,354	0,405	-0,096	0,360	0,299	0,228	0,510	0,900	0,828	
PeKaO	ROE		0,933	0,480	0,740	0,802	0,581	0,059	-0,086	-0,127	0,119
	ROA	0,933		0,700	0,903	0,919	0,738	-0,103	-0,321	-0,399	0,148
	MOD	0,480	0,700		0,889	0,871	0,569	-0,667	-0,668	-0,795	0,157
	MZB	0,740	0,903	0,889		0,967	0,657	-0,436	-0,535	-0,633	0,111
	MZN	0,802	0,919	0,871	0,967		0,563	-0,463	-0,495	-0,592	0,130
	EDB	0,581	0,738	0,569	0,657	0,563		0,194	-0,345	-0,464	0,301
	EB	0,059	-0,103	-0,667	-0,436	-0,463	0,194		0,557	0,579	0,212
	SAD	-0,086	-0,321	-0,668	-0,535	-0,495	-0,345	0,557		0,981	0,616
	SPK	-0,127	-0,399	-0,795	-0,633	-0,592	-0,464	0,579	0,981		0,453
	ROD	0,119	0,148	0,157	0,111	0,130	0,301	0,212	0,616	0,453	

ROE – stopa zwrotu z kapitału własnego,

MOD – marża odsetkowa,

MZN – marża zysku netto,

EB – efektywność banku,

SPK – stopa odsetkowa pasywów kosztowych,

ROA – stopa zwrotu z aktywów,

MZB – marża zysku brutto,

EDB – efektywność działalności bankowej,

SAD – stopa odsetkowa aktywów dochodowych,

ROD – rozpiętość odsetkowa

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Notorii.

Tabela 4. Współczynniki korelacji dla wskaźników marż cząstkowych w głównych polskich bankach giełdowych w latach 1998–2005

	Wskaźnik	M.ODS	M.PRO	M.DYW	M.HAN	M.ZAP	M.REZ	M.NAD
BRE	ROE	0,509	0,506	-0,106	0,519	-0,544	0,144	-0,154
	ROA	0,538	0,521	-0,111	0,529	-0,575	0,116	-0,184
	MOD	0,820	0,209	-0,096	0,334	-0,615	-0,388	-0,650
	MZB	0,417	0,556	-0,122	0,560	-0,486	0,113	-0,069
	MZN	0,427	0,506	-0,113	0,507	-0,484	0,167	-0,066
	EDB	0,497	0,572	-0,153	0,640	-0,558	-0,094	-0,187
	EB	0,629	0,205	-0,008	0,249	-0,497	-0,048	-0,332
	SAD	0,740	0,087	0,012	0,115	-0,546	-0,121	-0,799
	SPK	0,702	0,062	0,046	0,065	-0,517	-0,066	-0,751
	ROD	0,770	0,140	-0,074	0,229	-0,572	-0,246	-0,848
	M.ODS		0,051	-0,132	0,139	-0,682	-0,206	-0,686
	M.PRO	0,051		-0,051	0,858	-0,245	-0,033	-0,073
	M.DYW	-0,132	-0,051		-0,231	0,244	0,196	0,033
	M.HAN	0,139	0,858	-0,231		-0,396	-0,294	-0,072
	M.ZAP	-0,682	-0,245	0,244	-0,396		0,279	0,386
	M.REZ	-0,206	-0,033	0,196	-0,294	0,279		0,172
	M.NAD	-0,686	-0,073	0,033	-0,072	0,386	0,172	
BOS	ROE	0,745	0,811	-0,438	-0,208	-0,147	0,384	0,198
	ROA	0,802	0,852	-0,392	-0,224	-0,189	0,343	0,201
	MOD	0,084	0,222	-0,577	-0,177	0,078	0,646	0,048
	MZB	0,736	0,795	-0,435	-0,234	-0,110	0,380	0,201
	MZN	0,661	0,748	-0,472	-0,229	-0,138	0,438	0,214
	EDB	0,962	0,905	-0,059	-0,100	-0,243	-0,066	0,108
	EB	0,859	0,739	0,191	-0,137	-0,206	-0,327	0,087
	SAD	0,771	0,659	-0,004	-0,082	0,111	-0,117	0,006
	SPK	0,697	0,555	0,110	-0,068	0,142	-0,237	-0,019
	ROD	0,820	0,779	-0,224	-0,101	0,039	0,131	0,054
	M.ODS		0,938	-0,046	-0,142	-0,367	-0,076	0,220
	M.PRO	0,938		-0,062	-0,157	-0,436	-0,062	0,122
	M.DYW	-0,046	-0,062		0,097	-0,306	-0,743	-0,061
	M.HAN	-0,142	-0,157	0,097		-0,248	-0,198	-0,004
	M.ZAP	-0,367	-0,436	-0,306	-0,248		0,320	-0,137
	M.REZ	-0,076	-0,062	-0,743	-0,198	0,320		0,097
	M.NAD	0,220	0,122	-0,061	-0,004	-0,137	0,097	
BMI	ROE	0,187	0,250	0,331	0,164	-0,139	-0,098	-0,039
	ROA	0,291	0,323	0,317	0,058	0,075	-0,044	-0,096
	MOD	0,379	-0,025	0,218	-0,060	-0,128	0,042	0,168
	MZB	0,124	0,352	0,414	0,022	0,427	-0,085	-0,103
	MZN	0,084	0,302	0,391	0,138	-0,048	-0,096	-0,080
	EDB	0,034	0,513	0,358	0,077	0,410	-0,220	-0,101
	EB	0,355	0,361	-0,128	-0,108	0,367	-0,032	-0,118
	SAD	0,700	0,040	-0,097	-0,394	0,084	0,035	-0,064
	SPK	0,600	0,068	-0,129	-0,383	0,147	0,027	-0,101
	ROD	0,796	-0,087	0,068	-0,265	-0,202	0,053	0,112
	M.ODS		-0,044	0,159	-0,209	-0,189	0,095	0,175
	M.PRO	-0,044		0,047	0,321	0,290	-0,500	0,101
	M.DYW	0,159	0,047		0,006	-0,140	-0,421	0,273
	M.HAN	-0,209	0,321	0,006		-0,044	-0,312	0,014
	M.ZAP	-0,189	0,290	-0,140	-0,044		-0,092	-0,169
	M.REZ	0,095	-0,500	-0,421	-0,312	-0,092		-0,416
	M.NAD	0,175	0,101	0,273	0,014	-0,169	-0,416	
BSK	ROE	0,725	0,535	-0,024	0,119	-0,795	0,219	0,162
	ROA	0,810	0,557	-0,073	0,073	-0,857	0,227	0,310
	MOD	0,048	-0,429	-0,290	-0,706	0,387	0,350	-0,078

	MZB	0,604	0,248	-0,134	-0,135	-0,536	0,434	0,176
	MZN	0,449	0,264	-0,084	0,003	-0,449	0,346	0,166
	EDB	0,717	0,506	0,012	0,089	-0,728	0,053	0,349
	EB	0,478	0,636	0,189	0,467	-0,773	-0,160	0,256
	SAD	0,679	0,564	-0,023	0,098	-0,741	0,087	0,091
	SPK	0,600	0,579	0,039	0,222	-0,740	0,021	0,096
	ROD	0,781	0,415	-0,195	-0,271	-0,608	0,256	0,062
	M.ODS		0,493	-0,305	-0,347	-0,790	0,203	0,261
	M.PRO	0,493		0,078	0,410	-0,745	-0,303	0,143
	M.DYW	-0,305	0,078		0,359	0,024	0,006	0,014
	M.HAN	-0,347	0,410	0,359		-0,184	-0,463	0,089
	M.ZAP	-0,790	-0,745	0,024	-0,184		0,015	-0,234
	M.REZ	0,203	-0,303	0,006	-0,463	0,015		0,073
	M.NAD	0,261	0,143	0,014	0,089	-0,234	0,073	
BPH	ROE	0,715	-0,104	0,166	-0,252	-0,052	0,372	0,231
	ROA	0,743	-0,087	0,171	-0,255	-0,076	0,361	0,235
	MOD	0,060	0,614	-0,104	-0,569	0,561	0,618	-0,066
	MZB	0,301	0,256	0,045	-0,440	0,474	0,641	0,050
	MZN	0,122	0,187	0,067	-0,253	0,580	0,515	-0,009
	EDB	0,631	-0,142	0,194	-0,101	0,051	0,288	0,201
	EB	0,753	-0,346	0,138	-0,048	-0,474	0,047	0,302
	SAD	0,730	-0,149	0,322	-0,162	-0,422	0,112	0,074
	SPK	0,651	-0,244	0,308	-0,052	-0,510	-0,016	0,079
	ROD	0,733	0,137	0,269	-0,404	-0,076	0,412	0,039
	M.ODS		0,114	-0,001	-0,494	-0,508	0,196	0,397
	M.PRO	0,114		-0,011	-0,636	0,127	0,252	0,074
	M.DYW	-0,001	-0,011		0,278	-0,159	-0,259	-0,225
	M.HAN	-0,494	-0,636	0,278		-0,044	-0,624	-0,244
	M.ZAP	-0,508	0,127	-0,159	-0,044		0,522	-0,192
	M.REZ	0,196	0,252	-0,259	-0,624	0,522		-0,046
	M.NAD	0,397	0,074	-0,225	-0,244	-0,192	-0,046	
BZ WBK	ROE	-0,729	0,290	0,131	0,071	0,061	0,810	0,045
	ROA	-0,678	0,395	0,150	-0,040	0,107	0,796	0,048
	MOD	0,273	0,937	0,175	-0,816	0,426	0,179	0,124
	MZB	-0,262	0,812	0,206	-0,517	0,296	0,606	0,119
	MZN	-0,401	0,708	0,214	-0,407	0,244	0,626	0,060
	EDB	0,280	0,556	0,217	-0,643	0,479	0,043	-0,101
	EB	0,178	-0,660	-0,114	0,305	-0,048	-0,353	-0,213
	SAD	0,098	-0,925	-0,119	0,518	-0,031	-0,280	-0,251
	SPK	-0,086	-0,944	-0,044	0,619	-0,052	-0,196	-0,253
	ROD	0,874	0,128	-0,352	-0,502	0,102	-0,387	0,022
	M.ODS		0,058	-0,079	-0,366	0,115	-0,442	-0,168
	M.PRO	0,058		0,204	-0,736	0,406	0,321	0,127
	M.DYW	-0,079	0,204		-0,049	-0,141	0,007	-0,210
	M.HAN	-0,366	-0,736	-0,049		-0,539	-0,115	-0,120
	M.ZAP	0,115	0,406	-0,141	-0,539		0,131	0,034
	M.REZ	-0,442	0,321	0,007	-0,115	0,131		0,144
	M.NAD	-0,168	0,127	-0,210	-0,120	0,034	0,144	
FOR	ROE	0,712	0,662	-0,187	-0,315	-0,574	0,460	.
	ROA	0,805	0,872	-0,271	-0,123	-0,750	0,518	.
	MOD	-0,065	0,065	-0,411	-0,271	0,166	0,539	.
	MZB	0,222	0,364	-0,383	-0,186	-0,108	0,590	.
	MZN	0,104	0,237	-0,358	-0,265	0,030	0,556	.
	EDB	-0,159	-0,150	-0,198	0,291	0,273	-0,146	.
	EB	0,204	-0,031	0,468	0,149	-0,222	-0,498	.
	SAD	0,779	0,687	0,074	0,180	-0,784	0,025	.
	SPK	0,736	0,642	0,131	0,223	-0,762	-0,049	.
	ROD	0,829	0,752	-0,085	0,047	-0,777	0,224	.

	M.ODS		0,835	-0,164	-0,140	-0,916	0,236	.
	M.PRO	0,835		-0,292	0,079	-0,905	0,339	.
	M.DYW	-0,164	-0,292		0,010	0,113	-0,043	.
	M.HAN	-0,140	0,079	0,010		-0,021	-0,328	.
	M.ZAP	-0,916	-0,905	0,113	-0,021		-0,247	.
	M.REZ	0,236	0,339	-0,043	-0,328	-0,247		.
	M.NAD							.
KRE	ROE	0,478	0,201	-0,082	0,366	-0,474	0,399	0,037
	ROA	0,533	0,228	-0,052	0,396	-0,503	0,462	0,021
	MOD	-0,406	-0,073	-0,109	-0,478	0,473	-0,245	-0,093
	MZB	0,506	0,219	-0,079	0,377	-0,472	0,449	0,045
	MZN	0,460	0,188	-0,087	0,364	-0,437	0,449	0,034
	EDB	0,460	0,308	0,200	0,588	-0,519	0,352	0,125
	EB	0,717	0,282	-0,001	0,438	-0,599	0,316	0,121
	SAD	0,648	0,324	-0,087	0,252	-0,602	0,344	-0,136
	SPK	0,592	0,295	-0,025	0,300	-0,595	0,372	-0,173
	ROD	0,760	0,365	-0,270	0,147	-0,570	0,150	0,124
	M.ODS		0,463	-0,333	0,021	-0,577	0,140	0,141
	M.PRO	0,463		-0,018	0,125	-0,470	0,099	-0,067
	M.DYW	-0,333	-0,018		0,205	-0,109	-0,042	-0,091
	M.HAN	0,021	0,125	0,205		-0,517	0,072	0,023
	M.ZAP	-0,577	-0,470	-0,109	-0,517		0,178	0,172
	M.REZ	0,140	0,099	-0,042	0,072	0,178		-0,094
	M.NAD	0,141	-0,067	-0,091	0,023	0,172	-0,094	
PeKaO	ROE	-0,654	0,052	0,368	0,606	-0,156	-0,051	0,323
	ROA	-0,789	0,202	0,426	0,789	-0,182	-0,071	0,218
	MOD	-0,594	0,711	0,297	0,921	-0,140	-0,251	-0,188
	MZB	-0,693	0,511	0,239	0,875	-0,190	-0,201	0,017
	MZN	-0,617	0,553	0,235	0,882	-0,200	-0,233	-0,020
	EDB	-0,990	-0,158	0,635	0,608	-0,062	0,249	0,411
	EB	-0,185	-0,989	0,185	-0,504	0,072	0,442	0,640
	SAD	0,307	-0,581	-0,252	-0,606	0,131	0,031	0,280
	SPK	0,426	-0,602	-0,330	-0,708	0,124	0,036	0,247
	ROD	-0,322	-0,228	0,181	0,089	0,100	-0,007	0,286
	M.ODS		0,135	-0,643	-0,653	0,074	-0,198	-0,430
	M.PRO	0,135		-0,174	0,576	-0,096	-0,472	-0,611
	M.DYW	-0,643	-0,174		0,477	-0,071	0,133	0,080
	M.HAN	-0,653	0,576	0,477		-0,161	-0,277	-0,149
	M.ZAP	0,074	-0,096	-0,071	-0,161		-0,057	-0,066
	M.REZ	-0,198	-0,472	0,133	-0,277	-0,057		0,418
	M.NAD	-0,430	-0,611	0,080	-0,149	-0,066	0,418	

Oznaczenia:

ROE – stopa zwrotu z kapitału własnego,
MOD – marża odsetkowa,
MZN – marża zysku netto,
EB – efektywność banku,
SPK – stopa odsetkowa pasywów kosztowych,
M.ODS – marża odsetkowa II,
M.PRO – marża prowizyjna,
M.DYW – marża dywidendy,
M.NAD – marża nadzwyczajna.

ROA – stopa zwrotu z aktywów,
MZB – marża zysku brutto,
EDB – efektywność działalności bankowej,
SAD – stopa odsetkowa aktywów dochodowych,
ROD – rozpiętość odsetkowa.
M.HAN – marża handlowa,
M.ZAP – marża zapotrzebowania,
M.REZ – marża rezerw,

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Serwis Notoria.

• Ze szczegółowych (nieprezentowanych) tu danych wynika, że w Banku XX korelacje wskaźnika *MOD* z innymi wskaźnikami, w szczególności z *ROA*, były ujemne. Znaczący to, że wskaźnik *MOD* był sprzeczny z innymi. Dlatego nie zaliczamy go do wskaźników kanonicznych.

• Dla sytuacji pokazanej na rysunku 1 wskaźnikiem kanonicznym jest tylko *ROA*.

Komentarz

Jest zrozumiałe, że sensie **klasyfikacyjnym** niekiedy bardzo drobna różnica, np. różnica 0,02 między korelacją 0,89 a korelacją 0,91, może być bardzo istotna, gdyż „kieruje” obiekty do różnych grup²³. W sensie **wartościującym** obie te korelacje, co oczywiste, są praktycznie takie same, bo odległość 0,02 jest mało istotna.

Niemniej, podkreślimy, rozpatrujemy tu zagadnienie klasyfikacji i pewne progi klasyfikacyjne muszą być jasno określone, a zaliczanie obiektów do tej samej grupy nie może opierać się na badaniu istotności różnic między badanymi obiektami²⁴. Z tego, że dwie wartości różnią się statystycznie nieistotnie, nie wynika bowiem, że należy zaliczyć je do tej samej grupy. Podobnie z tego, że dwie wartości różnią się od siebie istotnie nie wynika jeszcze, iż należy je zaliczyć do różnych grup.

Można natomiast – o ile badacz jest zwolennikiem podejścia stochastycznego i jest przekonany, że stosowne założenia matematyczne są spełnione – wykorzystać statystyczne testy istotności dla stwierdzenia, czy progi klasyfikacyjne są dobrze wybrane przynajmniej w tym sensie, że istotnie się od siebie różnią²⁵.

²³ Szczególnie widać to w przypadku naboru do atrakcyjnych liceów czy uczelni. Zdobyć 170 punktów na 200 możliwych, przy progu 172,25 punktu powoduje nieprzyjęcie i być może decyduje o losach kandydata na całe życie. W istocie odległość oceny nieprzyjętego kandydata od ostatniego przyjętego stanowi znikomy ułamek odległości ocen pierwszego i ostatniego przyjętego.

²⁴ Poprzez badanie istotności, z uwagi na przechodność, dojdzie się bowiem do zaskakujących konkluzji. Jeśli np. egzaminator wstawia pozytywną ocenę, gdy kandydat osiągnął powyżej 50% punktów, to inteligentny student, który zebrał 48%, udowodni oczywiście, że 48% różni się nieistotnie od 50%. Inny z kolei udowodni, że 48% jest statystycznie nierozróżnialne od 46%, a 46% od 42% itd. W rezultacie – uwzględniając przechodność relacji – studenci udowodnią egzaminatorowi, że nawet 0% punktów to to samo, co 50%.

²⁵ Dla ustalenia istotności różnic można wykorzystać różne procedury.

1. Jedną z nich – **praktyczną** – i tu zastosowaną – polega na wykorzystaniu wypowiedzi ekspertów lub praktyków. Np. różnicę korelacji 0,02 większość praktyków uzna za różnicę małą (nieistotną), a 0,1 – za istotną.

2. Można też wykorzystać stosowne **testy statystyczne**, o ile badacz skłonny jest przyjąć odpowiednie założenia matematyczne, które uzasadniają stosowanie testów.

Przykładowo, dla zbadania, czy uzyskany współczynnik korelacji jest istotnie różny od pewnej ustalonej liczby, można wykorzystać test istotności opisany np. w „klasycznym” podręczniku Grenia (1974, s. 166). Badany współczynnik korelacji traktuje się wówczas jako współczynnik korelacji z próby, a ową liczbę – jako domniemany współczynnik korelacji w popula-

7. Podobieństwa wskaźników rentowności

Na podstawie dotyczących danego banku kwartalnych szeregów czasowych z lat 1998–2004 obliczono współczynniki korelacji między badanymi 17 wskaźnikami rentowności. Korelacje dla dziesięciu „globalnych” wskaźników rentowności (lista Notorii) podano w tabeli 3. Współczynniki korelacji dla marż częściowych podano natomiast w tabeli 4.

Nie będziemy komentować szczegółowych wyników i wpływających z tego sugestii na temat kształtowania się rentowności w polskich bankach giełdowych, gdyż nie to jest celem artykułu. Niemniej warto podkreślić następujące wyniki:

1. W zdecydowanej większości przypadków wskaźniki rentowności bankowej w poszczególnych bankach były do siebie bardziej lub mniej podobne²⁶. Rentowność w danym sensie (np. według *ROE*) była więc zharmonizowana z rentownością w innym sensie (np. według spreadu oprocentowania *ROD*), a sugestie wypływające z różnych wskaźników w zdecydowanej większości były ze sobą zgodne.

2. Dość często zdarzają też przypadki zastanawiające, według których wskaźniki rentowności są do siebie niepodobne, czyli niezharmonizowane (o czym świadczą ujemne korelacje między nimi). Zdarza się więc, że w jednym sensie rentowność rośnie, a w innym sensie – maleje! Dotyczy to szczególnie *marży odsetkowej MOD*, której przebieg prawie we wszystkich bankach jest niezharmonizowany z innymi wskaźnikami rentowności.

3. Owe trudne do interpretacji, wręcz sprzeczne sugestie wskaźników rentowności występują szczególnie w Fortis Banku oraz Banku PeKaO. W tych bankach aż 1/3 wszystkich możliwych relacji między wskaźnikami rentowności jest niezgodna co do kierunku.

Dość dużym (blisko 1/4) odsetkiem niezharmonizowanych relacji między wskaźnikami rentowności charakteryzuje się też Bank Zachodni WBK oraz Kredyt Bank.

Cale postępowanie opiera się na założeniu, że rozkłady badanych cech (w tym wypadku porównywanych wskaźników rentowności) są normalne, że zależność jest liniowa, że próba jest losowa itd. Spełnienie tych warunków, np. tego że wyniki obserwacji są próbą losową, jest wątpliwe. Dlatego w artykule stosuje się kryteria praktyczne, a nie kryteria wzięte ze statystyki matematycznej.

Dla zwolenników podejścia stochastycznego dodajmy, że jeśli przyjąć 5-procentowy poziom istotności, to cytowany powyżej test wskazuje, że przy 28 obserwacjach (dane dotyczą kwartałów w ciągu 7 lat) następujące progi można uznać za statystycznie różniące się między sobą:

I. 0,90; II. 0,80; III. 0,60; IV. 0,30; V. 0,00

Są to liczby nieco przybliżone. Według testu „dokładne” liczby bezpośrednio poprzedzające dany próg to:

dla 0,90 – wartość $\leq 0,81$; dla 0,8 – wartość $\leq 0,64$;

dla 0,6 wartość $\leq 0,36$; dla 0,3 wartość $\leq -0,02$.

W teście jako wzorcowy przyjmowano górny próg (np. 0,9) i szukano wartości bezpośrednio poprzedzającej, istotnie mniejszej od przyjętego progu. Poziom istotności wynosił 5%. Stosowano test jednostronny.

²⁶ Współczynniki korelacji między obserwacjami wskaźników rentowności w przeważającej części są bowiem dodatnie.

4. Całkowita zgodność sugestii co do kierunku zmian rentowności miała miejsce w BRE Banku (wszystkie wskaźniki były wzajemnie ze sobą zharmonizowane), a prawie całkowita – w Banku Ochrony Środowiska.

5. W obrębie wskaźników marż częściowych powiązania są na ogół bardzo słabe (współczynnik korelacji rzędu 0,3–0,4). Dość często są to korelacje ujemne, co sugeruje, że różne źródła kreowania zysku są względem siebie raczej **konkurencyjne** niż **komplementarne**. Bardziej szczegółowa analiza tego faktu wykracza jednak poza ramy artykułu.

Jeszcze rzadziej zachodzą podobieństwa częściowych wskaźników marż do wskaźników „globalnych”. Znaczący to, iż częściowe marże nie dość, że są bardzo zróżnicowane między sobą, to zachowują się przy tym nie tak jak wyniki ogólne (globalne). To zagadnienie również wykracza poza zakres artykułu.

8. Próba ustalenia zestawów kanonicznych wskaźników rentowności dla pojedynczych banków

Zasadnicza analiza będzie oparta na wskaźnikach globalnych. Analiza marż częściowych będzie miała charakter uzupełniający.

Na rysunkach 2-10 przedstawiono grafy silnego (korelacja większa od 0,9 – linia ciągła) oraz dużego (korelacja między 0,8 a 0,9 – linia przerywana) podobieństwa wskaźników rentowności w poszczególnych bankach w latach 1998–2004. Ustalono też – według procedury opisanej w rozdziale 6 – zestawy kanonicznych wskaźników rentowności.

1. BRE Bank

• Pierwszą grupę wskaźników może reprezentować *stopa zwrotu z aktywów ROA*, gdyż pozostałe cztery wskaźniki z tej grupy są podobne do *ROA* przynajmniej w stopniu 0,9.

Centralnym obiektem drugiej grupy jest *stopa odsetkowa aktywów dochodowych SAD*, gdyż pozostałe dwa wskaźniki z tej grupy (*stopa pasywów kosztowych* oraz *rozpiętość odsetkowa*) są podobne do *SAD* w stopniu przynajmniej 0,9.

Wskaźniki: *marża odsetkowa (MOD)* oraz *efektywność banku (EB)* nie są wystarczająco podobne do innych i dlatego tworzą samodzielne grupy jednoelementowe.

• W BRE Banku zbiór 10 „globalnych” wskaźników rentowności mogłyby więc reprezentować cztery (kanoniczne):

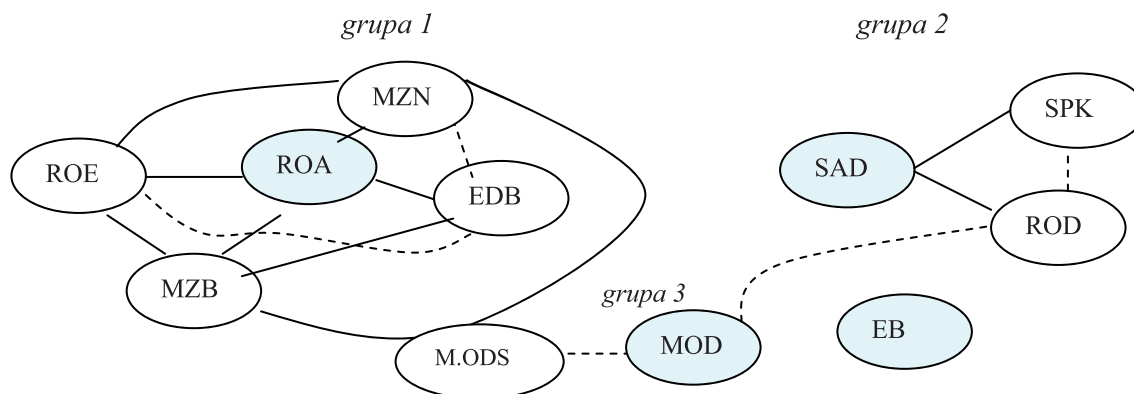
- *stopa zwrotu z aktywów ROA*,
- *stopa aktywów dochodowych SAD*,
- *marża odsetkowa MOD*,
- *efektywność banku EB*.

• Dodajmy, że wskaźniki marż częściowych w BRE Banku są ze sobą skorelowane słabo (zarówno dodatnio, jak i ujemnie). Jest tak zresztą dla wszystkich pozostałych banków i dlatego dalej nie będziemy tej informacji powtarzać.

2. Bank Ochrony Środowiska

• Powiązania wewnętrzne między wskaźnikami rentowności są w BOS nieco słabsze niż w BRE Banku (mniej jest relacji silnego podobieństwa). Powiązań silnego lub dużego podobieństwa jest jednak więcej (liczba krawędzi jest większa). Cały graf jest bardziej „ściśliwy”, a wszystkie wskaźniki rentowności tworzą niemal jedną grupę.

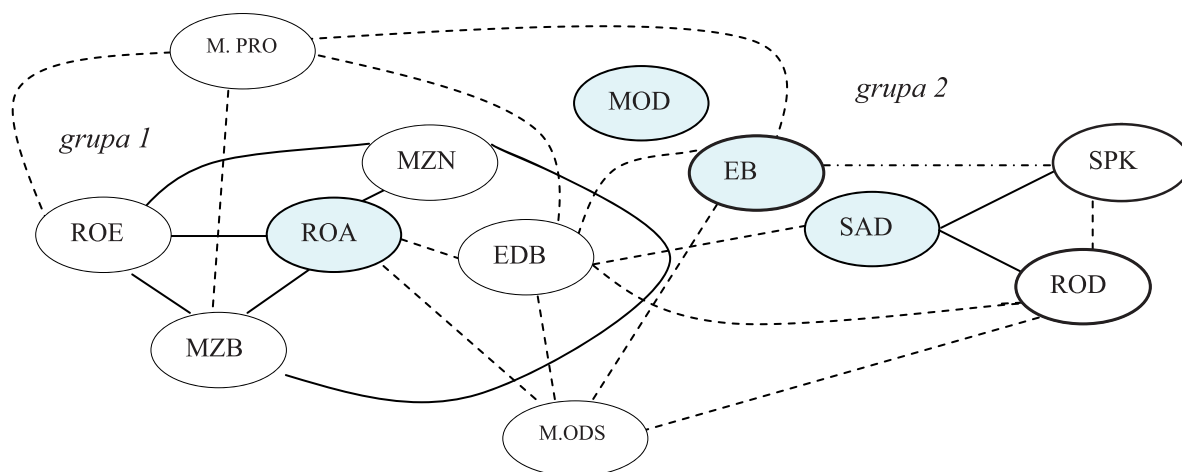
Rysunek 2. Graf silnego i dużego podobieństwa wskaźników rentowności – BRE Bank



Uwaga: zacieniowano wskaźniki centralne skupisk.

Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 3 oraz 4.

Rysunek 3. Graf silnego i dużego podobieństwa wskaźników rentowności - BOS



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 3 oraz 4.

• Ponadto, w odróżnieniu od innych banków (z wyjątkiem PeKaO oraz Fortis Banku – zob. dalej) w Banku Ochrony Środowiska zauważa się wyraźne podobieństwa między niektórymi cząstkowymi wskaźnikami marż a niektórymi „globalnymi” wskaźnikami rentowności.

• W odniesieniu do Banku Ochrony Środowiska w zasadzie można przyjąć następujący zestaw podstawowych wskaźników rentowności:

- stopa zwrotu z aktywów ROA,
- stopa aktywów dochodowych SAD,
- efektywność banku EB.

Do roli wskaźnika kanonicznego aspirują: marża prowizyjna (M.PRO) oraz marża odsetkowa II (M.ODS)²⁷.

3. Bank Millennium

- Za kanoniczne można przyjąć wskaźniki:
 - stopa zwrotu z aktywów ROA,
 - stopa pasywów kosztowych SPK,
 - rozstęp odsetkowy ROD²⁸.

4. ING Bank Śląski

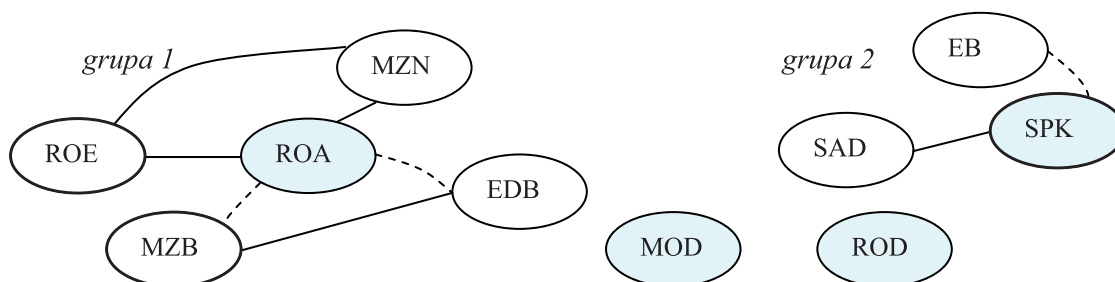
- Proponowany zestaw wskaźników podstawowych:
 - stopa zwrotu z aktywów ROA,
 - marża zysku netto MZN²⁹,
 - stopa odsetkowa aktywów dochodowych SAD,
 - efektywność działalności bankowej EDB³⁰.

²⁸ Podobnie jak wcześniej, nie zaakceptowano wskaźnika MOD, gdyż jego wskazania są sprzeczne ze wskaźnikiem kanonicznym SPK.

²⁹ Bo nie jest, jak w innych bankach, reprezentowana przez ROA.

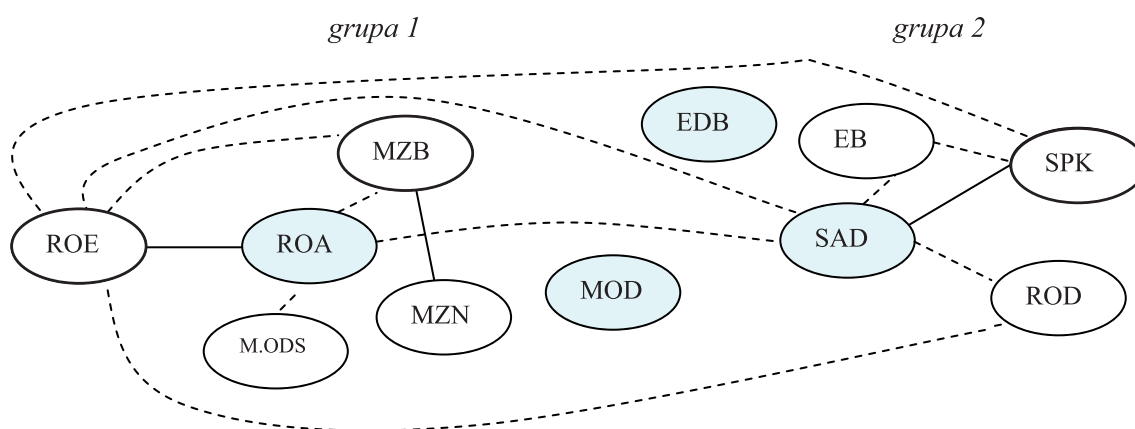
³⁰ Wskazania MOD są sprzeczne z sugestiami wskaźników kanonicznych ROA, EDB, SAD i dlatego marży odsetkowej nie uwzględniono w zestawie wskaźników kanonicznych.

Rysunek 4. Graf silnego i dużego podobieństwa wskaźników rentowności - Bank Millennium



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 3 oraz 4.

Rysunek 5. Graf silnego i dużego podobieństwa wskaźników rentowności – ING Bank Śląski



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 3 oraz 4.

5. Bank BPH

- Zestaw wskaźników podstawowych:
 - stopa zwrotu z aktywów ROA,
 - stopa odsetkowa aktywów dochodowych SAD,
 - marża zysku netto MZN³¹.

6. Bank Zachodni WBK

- Wskaźniki kanoniczne:
 - stopa zwrotu z aktywów ROA,
 - marża zysku brutto MZB,
 - rozpiętość odsetkowa ROD,
 - stopa aktywów dochodowych SAD³².

7. Fortis Bank

- Wskaźniki podstawowe:
 - stopa zwrotu z aktywów ROA,
 - marża zysku netto MZN,
 - stopa aktywów dochodowych SAD³³.

8. Kredyt Bank

- Wskaźniki podstawowe:
 - stopa zwrotu z aktywów ROA,
 - stopa aktywów dochodowych SAD³⁴.

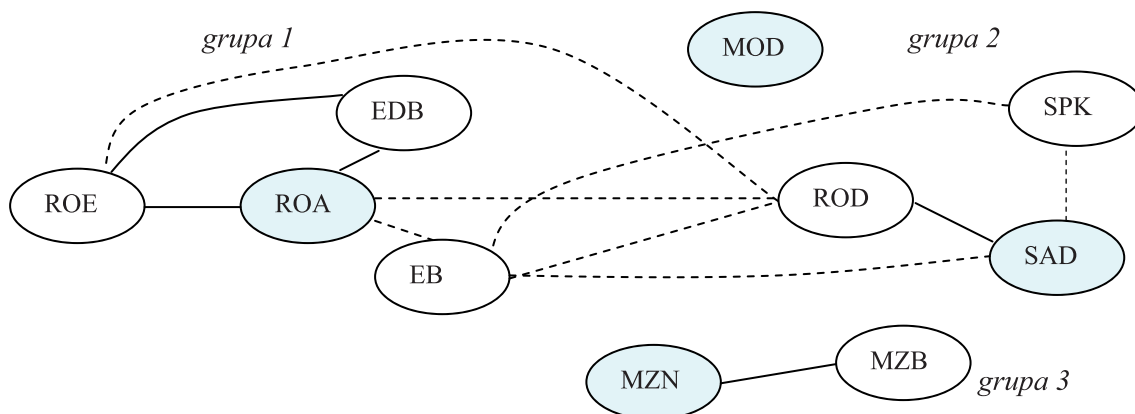
³¹ Do listy wskaźników kanonicznych nie zaliczono MOD, gdyż jest ujemnie skorelowana z wskaźnikiem kanonicznym SAD.

³² Wybrano ten wskaźnik (a nie EB lub SPK), gdyż jest najsilniej skorelowany z pozostałymi w grupie.

³³ Do listy wskaźników kanonicznych nie dołączono EDB oraz EB, były one bowiem ujemnie skorelowane z innymi wskaźnikami kanonicznymi.

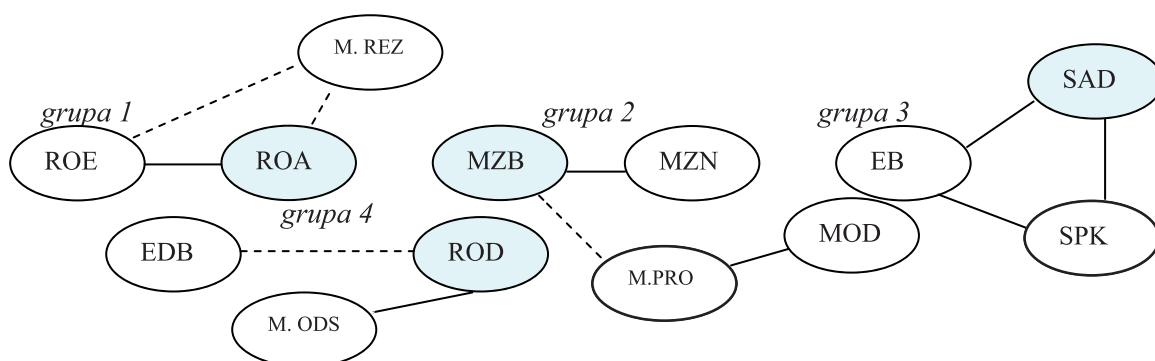
³⁴ Nie uwzględniono MOD z powodu ujemnej korelacji ze wskaźnikami kanonicznymi ROA i SAD.

Rysunek 6. Graf silnego i dużego podobieństwa wskaźników rentowności – Bank BPH



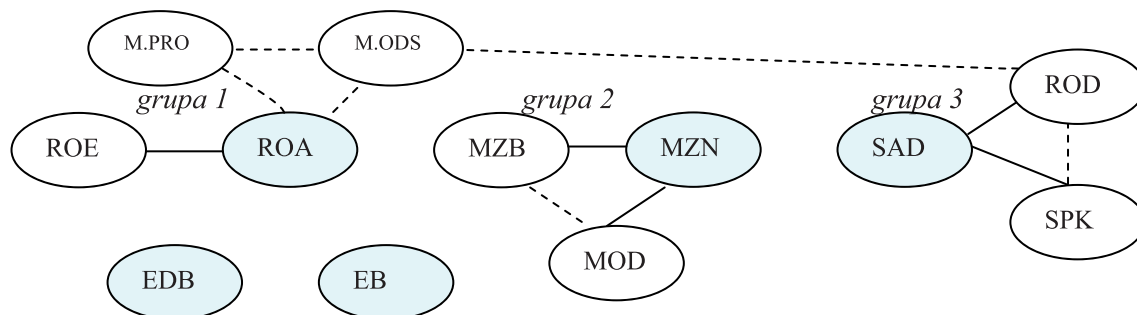
Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 3 oraz 4.

Rysunek 7. Graf silnego i dużego podobieństwa wskaźników rentowności - Bank Zachodni WBK



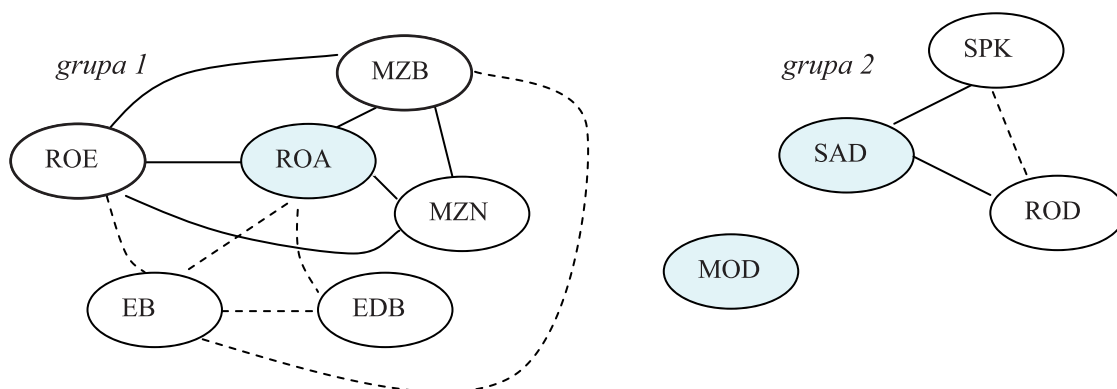
Źródło: Opracowanie własne na podstawie tabeli 3 oraz 4.

Rysunek 8. Graf silnego i dużego podobieństwa wskaźników rentowności - Fortis Bank



źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 3 oraz 4.

Rysunek 9. Graf silnego i dużego podobieństwa wskaźników rentowności - Kredyt Bank



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 3 oraz 4.

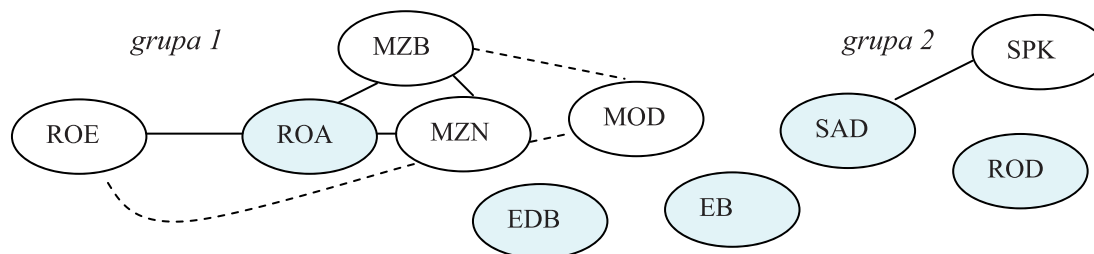
9. Bank PeKaO

- Wskaźniki kanoniczne:
 - stopa zwrotu z aktywów ROA,
 - stopa aktywów dochodowych SAD,
 - marża odsetkowa MOD,
 - rozpiętość odsetkowa ROD³⁵.

- W Banku PeKaO zaznaczył się silny wpływ marży handlowej na wskaźniki oparte na zysku.

³⁵ Z listy wykluczono, z powodu sprzeczności wskazań z innymi wskaźnikami kanonicznymi, efektywność działalności bankowej EDB oraz efektywność banku EB.

Rysunek 10. Graf silnego i dużego podobieństwa wskaźników rentowności – Bank PeKaO



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 3 oraz 4.

Wnioski

1. Poprzez empiryczne badanie podobieństw wskaźników rentowności i usuwanie wskaźników wyraźnie podobnych do innych (czyli silnie zależnych) udało się znacznie zredukować liczbę wskaźników rentowności, mniej więcej o 60–70%. Najbardziej udało się to w odniesieniu do Kredyt Banku, w którym do reprezentowania zbioru 10 „globalnych” wskaźników rentowności wystarczają tylko dwa: *stopa zwrotu z aktywów* oraz *stopa aktywów dochodowych*. Dla innych banków zbiór podstawowy składa się z 3–4 wskaźników rentowności.

2. Pośród 10 badanych „globalnych” wskaźników rentowności bankowej wyodrębniają się wyraźnie dwa podzbiory:

A. Pierwszy tworzą wskaźniki oparte na zysku: *stopa zwrotu z aktywów*, *stopa zwrotu z kapitałów własnych*, *marża zysku brutto* oraz niekiedy inne wskaźniki, np. *efektywność działalności bankowej* czy *efektywność banku*. Ich głównym reprezentantem jest *stopa zwrotu z aktywów*.

B. Drugi podzbiór tworzą wskaźniki: *stopa odsetkowa aktywów dochodowych*, *stopa odsetkowa pasywów kosztowych* oraz *rozpiętość odsetkowa*. Ich głów-

nyimi reprezentantami są zazwyczaj *stopa odsetkowa aktywów dochodowych* lub *rozpiętość odsetkowa*.

3. Specyficzna jest *marża odsetkowa MOD*, której zmiany w porównaniu z innymi wskaźnikami rentowności mają albo przeciwny charakter, albo są słabo podobne. W rezultacie jest ona jednoelementowym, odosobnionym podzbiorem wskaźników rentowności. Ze względu na częstą sprzeczność jej wskaźników z innymi wskaźnikami wykluczano ją ze zbioru wskaźników kanonicznych.

Statystyczne, odwołujące się do korelacji, tłumaczenie tego faktu ilustruje wykres 9.

Korelacje między dwoma przebiegami są ujemne, gdy fazom wzrostu jednego przebiegu (np. *ROE*) zasadniczo odpowiadają fazy spadku drugiego (np. *MOD*), i odwrotnie. Ujemna korelacja między wskaźnikiem *MOD* lub (*M.ODS*) a innym wskaźnikiem rentowności bierze się więc np. z tego, że przy malejącym (rosnącym) wyniku z tytułu odsetek zysk globalny zachowuje się odwrotnie, dzięki odwrotnemu kształtowaniu się rezultatów innych form zarabkowania, np. dzięki prowizjom czy operacjom finansowym i operacjom wymiany.

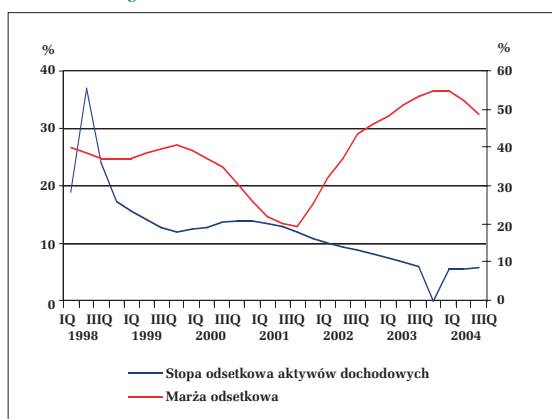
Ujemne korelacje między wskaźnikami rentowności mogą zatem oznaczać zachodzenie pewnych zmian strukturalnych w źródłach pozyskiwania zysków. Sprawa ta wykracza jednak poza ramy artykułu.

4. Wskaźniki marż częściowych najczęściej tworzą grupy jednoelementowe. Formalnie jednak nie można ich uznać za wskaźniki kanoniczne, gdyż bardzo często sobie przeczą.

Dodajmy, że spośród wskaźników marż częściowych niekiedy wyraźnie podobna do innych jest *marża prowizyjna* a w pojedynczych bankach – *marża odsetkowa* oraz *marża handlowa*. Nie są to jednak podobieństwa na tyle duże, by można było któryś z tych wskaźników uznać za wskaźnik kanoniczny, reprezentujący jakąś wyraźnie wyodrębnioną grupę „częściowych” wskaźników rentowności.

5. Jest zaskakujące, że każdy bank ma swój, mniej lub bardziej różniący się od innych zestaw wskaźników rentowności i nie ma zestawów iden-

Wykres 9. Stopa odsetkowa aktywów dochodowych i marża odsetkowa w Banku XX



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Notorii.

Tabela 5. Kanoniczne wskaźniki rentowności dla poszczególnych banków

Bank	ROE	ROA	MOD	MZB	MZN	EDB	EB	SAD	SPK	ROD
BRE		+	+				+	+		
BOS		+					+	+		
BMI		+							+	+
BSK		+				+			+	
BPH		+			+					+
BZ WBK		+		+				+		+
FOR		+			+			+		
KRE		+						+		
PeKaO		+	+					+		+

Źródło: opracowanie własne.

tycznych. Banki giełdowe nie są więc tak podobne, jak na pierwszy rzut oka mogłoby się wydawać. Fakt notowania na giełdzie nie jest jakimś wyróżnikiem jednorodności banków.

Z metodologicznego punktu widzenia oznacza to, że uzasadnione było badanie poszczególnych banków osobno, gdyż każdy z nich charakteryzuje się pewną odrębnością. Rozpatrzeniu od razu całej badanej grupy badanych banków byłoby zbyt dużym uproszczeniem i zatarłoby różnice występujące między bankami.

Uzyskane wskaźniki kanoniczne dla poszczególnych banków zestawiono w tabeli 5 (plus oznacza występowanie wskaźnika w liście dla danego banku).

Wśród wskaźników rentowności dla pojedynczych banków wyraźnie dominuje *stopa zwrotu z aktywów ROA* oraz *stopa odsetkowa aktywów dochodowych SAD*.

* * *

Próba skonstruowania zestawu wskaźników kanonicznych dla całej zbiorowości badanych banków giełdowych zostanie przedstawiona w drugiej części opracowania (w nr. 11–12/2006).

Bibliografia

- Bednarski L. (2000), *Analiza finansowa w przedsiębiorstwie*, PWE, Warszawa.
- Chromińska M., Ignatczyk W. (2004), *Statystyka. Teoria i zastosowania*, WSB w Poznaniu, Poznań.
- Davies D. (1993), *Sztuka zarządzania finansami*, PWN – McGraw – Hill, Warszawa.
- Grabczan W. (1996), *Zarządzanie ryzykiem bankowym*, Fundacja Rozwoju Rachunkowości, Warszawa.
- Graddy D.B., Spencer A.H. (1990), *Managing Commercial Banks, Community, Regional, and Global*, Prentice Hall, New Jersey.
- Greń J. (1974), *Modele i zadania statystyki matematycznej*, PWN, Warszawa.
- Hempel G.H., Coleman A.B., Simonson D.G. (1990), *Bank Management. Text and cases*, John Wiley, New York.
- Iwanicz-Drozdowska M. (2005), *Zarządzanie finansowe bankiem*, PWE, Warszawa.
- Jaworski W., Zawadzka Z. (red.) (2004), *Bankowość – podręcznik akademicki*, Poltext, Warszawa.
- Kucharczyk Z. (1980), *Analiza skupień*, PWNiT, Warszawa.
- Rogowski G. (2001), *Zastosowanie modelowania w bankowości*, PWE, Warszawa.
- Szambelańczyk J. (red.) (1999) *Ekonomika banku spółdzielczego*, Biblioteka Menedżera i Bankowca, Warszawa.

Yield Curve Estimation at the National Bank of Poland

Spline Based Methods, Curve Smoothing and Market Dynamics*

Estymacja krzywej dochodowości w Narodowym Banku Polskim

Metody splajnowe, wygładzanie krzywych, dynamika rynku

*Marek Marciniak***

Abstract

The paper presents methods used at the National Bank of Poland for yield curve estimation. A comparative analysis of parsimonious and polynomial models is conducted and the models evaluated according to several criteria. The results indicate that B-spline models stabilized with a variable roughness penalty (VRP) have best overall performance.

A new approach to implementing the roughness penalty is proposed. Instead of the commonly used continuous stabilizer a modification of the difference penalty used by Eilers and Marx (1996) is applied. A modified discrete stabilizer is compatible with the continuous penalty function while facilitating analytical solutions and reducing time of computation.

Finally, yield curve estimates for Poland are presented and their dynamics analyzed. A simple time-series based test is applied to evaluate the influence of unexpected events on the bond market.

Keywords: yield curve estimation, B-splines, curve smoothing, market dynamics

JEL: C14, E43, G12

Streszczenie

Artykuł przedstawia metody stosowane w Narodowym Banku Polskim do estymacji krzywych dochodowości. Autor przeprowadza analizę porównawczą modeli oszczędnych i wielomianowych oraz ocenia modele na podstawie kilku kryteriów. Wyniki wskazują na najwyższą niezawodność modeli B-splajnowych stabilizowanych za pomocą zmiennej sankcji krzywizny (VRP).

Autor proponuje nowy sposób implementacji sankcji krzywizny. Zamiast powszechnie używanego stabilizatora ciągłego stosuje modyfikację stabilizatora różnicowego wykorzystanego przez Eilersa i Marxa (1996). Własności zmodyfikowanego stabilizatora odpowiadają ciągłym funkcjom sankcji, a jego zaletą jest ułatwienie rozwiązań analitycznych i skrócenie czasu obliczeń. W ostatniej części artykułu autor prezentuje oszacowania krzywej dochodowości dla Polski oraz przeprowadza analizę ich dynamiki. Do oceny wpływu nieoczekiwanych zdarzeń na rynek obligacji wykorzystany jest prosty test oparty na szeregach czasowych.

Słowa kluczowe: estymacja krzywej dochodowości, B-splajny, wygładzanie krzywych, dynamika rynku

* The views and opinions expressed herein are those of the author and do not necessarily reflect the position of the National Bank of Poland.

** National Bank of Poland and Warsaw School of Economics, Collegium of Economic Analysis

Introduction

The purpose of this paper is to present methods used at the National Bank of Poland for yield curve estimation and discuss in more detail some related issues. The topics include both a general overview of the basic concepts as well as a detailed discussion of some specific aspects of yield curve extraction and analysis. The scope of the paper is therefore fairly wide and can be attractive as much for a practitioner familiar with the field, seeking concrete solutions to some practical problems, as for a person with only little prior knowledge of the topic.

The first part of the paper provides a brief discussion of the most relevant aspects of yield curve modelling. First, several basic models for extraction of zero-coupon and forward rates from coupon bearing instruments are presented. Two classes of models are considered: parsimonious and polynomial based models. The first group includes the approaches developed by Nelson and Siegel (1987) and Svensson (1994), the second – a standard piecewise polynomial model by McCulloch (1971 and 1975) and its B-spline based versions by Fisher, Nychka and Zervos (1994) with smoothing methods put forward by Waggoner (1997) and Anderson, Sleath (2001). Technical details and practical aspects of model implementation are considered. Moreover, based on yield curve estimates for the Polish bond market a comparative analysis of the Svensson model and B-spline VRP model is conducted. The criteria for model evaluation are formulated and used to choose the most reliable approach.

A conclusion is drawn that the B-spline VRP models show best overall performance. They have virtually unlimited calibration possibilities and thus enable adequate smoothness adjustment while offering comparable or better goodness of fit than parsimonious models. A potential weakness of the B-spline based smoothed curves is considerable time expenditure for computation. The problem intensifies for more accurate models covering a wide range of maturities. It is related mainly to the curve stabilizer whose continuous form requires numerical integration over a squared second derivative of the function used to approximate the yield curve. Moreover, the yield curve function itself has to be evaluated recursively, which further extends the time of calculation.

A way to overcome the problem of a computationally demanding curve smoothing scheme was proposed by Eilers and Marx (1996) who used a discrete difference penalty instead of the continuous stabilizer. The authors, however, applied only a single scalar parameter to control the smoothness of the entire curve thus giving up the flexibility of the variable roughness penalty (VRP) approach. A

method of merging both approaches in one model has so far not been discussed in much detail in the literature. This paper seeks to fill this gap.

An extension to the model by Eilers and Marx is proposed, which enables different level of smoothing in each segment of the yield curve. The method preserves virtually all advantages of the continuous approach by Anderson and Sleath while significantly simplifying notation and calculation. The result is a simple, flexible yield curve extraction model with relatively low computational requirements.

Finally, the paper presents the VRP model based yield curve estimates for Poland. An analysis of their basic properties and dynamics is conducted and the results discussed. A simple time-series based test is proposed to evaluate the influence of unexpected events and news releases on the bond market. The test proves a useful tool for evaluating yield curve reaction when data contain a considerable noise component and no accurate measures of market expectations are available. The behaviour of interest rates may be difficult to explain when an undefined (but large) number of factors translate into chaotic yield curve swings with no reasonable economic interpretation. The test constitutes a kind of a filter discriminating between meaningless and meaningful yield curve movements. By comparing the level of interest rates before and after an event evaluated as (tested to be) statistically significant it is possible to approximate the extent to which the event was anticipated and a surprise component. The method may be especially useful when market expectations are not known and have to be estimated from prices of financial instruments.

The paper is organized into three main sections. Section 1 contains a review of the basic parsimonious and polynomial yield curve models. The B-spline basis is introduced and applied to piecewise polynomial models. A modification of the standard smoothing mechanism for B-spline VRP models is proposed and discussed.

Section 2 presents results of the statistical analysis and comparison of the Svensson model and B-spline VRP models.

In Section 3 the term structure and dynamics of the bond market in Poland are analysed. A test for significance of exogenous events on the bond market is proposed and evaluated.

Finally, results of the paper are summarized and conclusions drawn.

1. Yield curve estimation

The main problem in yield curve analysis lies in the fact that interest rates are often not directly observable. This is the case for zero-coupon and

forward interest rates, which are most interesting with respect to their information content. Recall that the most accessible measure of interest rate – yield to maturity – is actually dependent on the shape of the entire yield curve. Therefore, the information it conveys may reflect the influence of different – even not neighbouring – yield curve segments.

Extraction of zero-coupon rates from money market or zero-coupon instruments is straightforward or not necessary as these instruments are frequently quoted by their zero-coupon rate. In the case of the interest rate swaps (IRS) the calculations are simple as well. With IRS quotes available for virtually all maturities and their coupon payments due at equal time intervals it is straightforward to use bootstrapping methods to calculate zero-coupon rates.

Calculations are more complicated when the area of interest is the bond market. Theoretically, a basic bootstrap method would also be possible if only bond issues maturing at equal time intervals with regular coupon payment schemes were available. In practice this requirement is often not met. As a result, zero-coupon rates and implied forward rates cannot be extracted directly from prices of coupon bearing securities – they have to be estimated. The methods of yield curve estimation from bond prices are the main focus of this paper. Yield curve extraction and smoothing on the basis of zero-coupon instruments will be discussed only briefly.

Estimation of the term structure of interest rates requires the following issues to be taken into account:

- 1) Which market (market segment) is a proper source of data?
- 2) Which type of interest rates (zero-coupon rates, instantaneous rates, forward rates, or discount factors) should be directly estimated?
- 3) Which yield curve model and which functional form of the curve should be applied?
- 4) Which method is the best for parameter estimation?

In this paper some of the issues mentioned above are discussed. In each case the relevancy of a problem is indicated and a description of implications of making specific choices provided.

1.1. Yield curve models and their functional forms

1.1.1. Criteria for choosing a model

Yield curve models are characterized by the following features:

- goodness of fit (flexibility),
- smoothness,
- stability of results (robustness to changes in the data),
- numerical stability and time of computation.

Goodness of fit

Goodness of fit plays a crucial role if interest rate estimates are used for pricing purposes. In order to ensure adequate precision of estimates it is necessary to use a sufficiently flexible curve model. A flexible curve – precisely reflecting the current market situation may be a useful tool for e.g. identifying optimal maturity segments for a bond issuer or investor. If in a certain market segment a "hump" or a local minimum has emerged and the corresponding yields deviate from their fair values then it may be possible to purchase or sell (issue) a bond under favourable conditions and make extra profits.

Smoothness of the curve

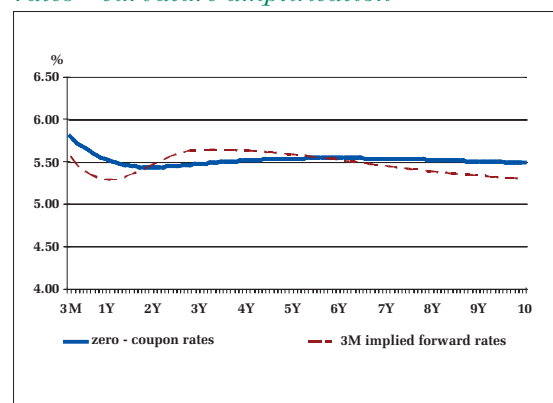
Smoothness of the yield curve may be a key feature if the purpose of analysis is not identification of mispriced securities but rather analysis of general properties and dynamics of the yield curve and extraction of implied expectations regarding inflation, interest rates or future state of the economy. Obviously, also for purposes of pricing securities an adequate degree of smoothness is necessary but to a lower degree.

A yield curve may be fitted to zero-coupon rates, forward rates, and instantaneous rates or to discount factors. If the curve reflects zero-coupon interest rates then its smoothness is crucial, especially if implied forward rates – expressing market expectations – will be extracted from it. This is due to the fact that any fluctuations of the zero-coupon curve increase in size when implied forward rates are calculated. The result may be a heavily fluctuating curve of forward rates (see Figure 1 for example).

Stability of the curve

The term stability is actually related to four different properties of a yield curve model. They are:

Figure 1. Zero-coupon vs implied forward rates – curvature amplification



Source: own calculations.

- a) robustness to outliers,
- b) robustness to minor changes in the data set,
- c) (non)uniqueness of estimates,
- d) numerical stability.

Robustness of yield curve estimates to mispriced securities in the data set is closely linked to its smoothness. An overly elastic curve will be in general too vulnerable to distortion caused by outliers. In practice it is very difficult to find the optimal relation between smoothness and flexibility. The problem becomes especially important in the case of non-liquid markets with only a small number of different bond series (issues). In such circumstances the most sensible solution is to employ appropriate filtering of data. This may be a non-trivial task ? in contrast to developed markets removing a mispriced security from the sample may be not possible if it has a high share in the market's total volume.

The second category of stability ? robustness to changes in the sample ? is closely related to the previous one, though it concerns somewhat different issues. In this case it means ensuring an adequate "stiffness" of the curve, so that removing, changing or adding instruments in the data set does not have a disproportionate effect on its shape. This property may be crucial if the model is supposed to be used for pricing new bond issues, or if it describes a small market, where a bond repayment or a new issue have a significant impact on the total size of the market. A frequently applied measure for stability of this kind is the sum of out of sample pricing errors. The minimization of its value is often used as a criterion for finding the optimal degree of smoothness of the curve (see Section 1.5 for more details).

The question of sensitivity to changes of the sample is especially important in the context of influence that movements in one segment of the yield curve have on another. For obvious reasons a change in the treasury bill rates should have only a limited impact on the long end of the yield curve. It is worth mentioning that the models analysed in this paper show significant differences in this respect.

The problem of non-uniqueness of estimates concerns models with non-linear error of fit function which have multiple local optima. In such cases (e.g. the Svensson model) repeating the calculations several times may yield randomly changing results, which reduces their credibility and hinders the analysis.

Low numerical stability is a serious problem characteristic for models with high correlation of the basis functions constituting a curve. A significant level of correlation causes very unfavourable properties of matrices used to represent a model. They manifest themselves in co-existence of extremely large and low eigenvalues, which

potentially lead to very high rounding errors and errors resulting from exceeding the maximal value limit.

The trade-off between the flexibility (goodness of fit), smoothness and stability of the yield curve is the basic feature of any interest rate model. Excess flexibility leads to loss of smoothness (humps) and to a drastic fall in its stability. This phenomenon makes the appropriate calibration of a yield curve model with respect to all three criteria the central issue of yield curve modelling.

1.2. Parametric yield curve estimation

Parametric yield curve estimation methods were developed first. This was mainly due to the fact that it was possible to obtain results without a need for fast computers – analytically with the least squares method. Development of yield curve estimation methods began in the 70-ties, after publication of the seminal paper by J.H. McCulloch in 1971. McCulloch was one of the first authors to present a relatively comprehensive, general, theoretically justified and convenient approach to yield curve estimation.

1.2.1. Polynomial and piecewise polynomial models

Yield curve estimation methods are in general based on several common assumptions. First, it is assumed that the observable bond prices can be represented as a sum of discounted future cash flows (coupon and principal payments). Second, it is assumed that cash flows due at the same time are discounted with the same rate regardless of the time to maturity or coupon of the underlying security. This implies that for all bonds from the same credit class there exists one common curve of discount rates. Based on these assumptions a bond price equation can be formulated as follows:

$$p_i + ai_i = c_i \sum_{t=1}^n \delta(t_i) + V_i \delta(t_n) \quad (1)$$

where p_i denotes a clean price of the i -th bond, ai – accrued interest, c_i – coupon paid on the i -th bond, V_i – nominal value, $\delta(t_i)$ – value of the discount factor for cash flows due at t_i .

McCulloch (1971) suggested approximating the term structure of interest rates directly by the discount function $\delta(t)$, with the latter defined as a linear combination of k linearly independent¹ basis functions:

$$\delta(t) = 1 + \sum_{j=1}^k a_j f_j(t) \quad (2)$$

¹ In this context the linear independence means only a lack of perfect linear dependence.

where $f_j(t)$ denotes values of the j -th basis function for t . In order to obtain economically interpretable results, the discount curve should be positive and monotonously decreasing within its domain. This is equivalent to the condition of positive implied forward rates.

In equation (1) the price of a bond is defined as a linear combination of discount factors (2), the latter being a linear function as well. With a combination of these equations it is possible to represent the bond price as a linear combination of the relevant parameters:

$$y_i = \sum_{j=1}^k a_j x_{ij} \quad (3)$$

where:

$$y_i = p_i + ai_i - nc_i - V_i$$

$$x_{ij} = c_i \sum_{l=1}^n f_j(l) + V_i f_j(n) \quad (4)$$

The above formulation of the estimation problem facilitates the application of the least squares method to calculate the parameters a_j . The choice made by McCulloch to directly estimate the discount curve was motivated mainly by this convenient feature. Zero-coupon and implied forward rates can then easily be derived from the estimated discount curve.

Single polynomial

The initial choice of a basis function in equation (2) was a polynomial of degree k , formally: for $j=1, \dots, k$ where $(k \geq 3)$. However, the simplicity of this solution is achieved at the cost of several unfavourable properties.

In the case of a single polynomial it is very difficult to obtain a desirable goodness of fit with an adequate level of smoothness and stability. The properties of the curve depend on a degree of the polynomial fitted. A higher degree increases the accuracy of fit at the cost of lower stability and smoothness, especially at the long end of the curve. As a result, for high degree polynomials the discount function has a tendency to large swings between observations for longer maturities. It is usually accompanied by a distortion of curve monotonicity. A direct consequence of discount function instability is a chaotic shape of the forward rate curve.

The instability at the long end of the discount curve stems from the mathematical properties of its basis functions. First, the standard polynomial basis exhibits very high co-linearity, which causes serious numerical difficulties. Second, the instability at the long end of the curve is additionally amplified by high values of the basis functions $f_j(t)$ and their derivatives for large t values, which may cause strong fluctuations of the curve for longer maturities. Third,

very high basis function values force the corresponding parameters to take very low values (in the order of the fourth decimal place). The resulting rounding errors which arise during numerical calculations in combination with high basis function correlations may translate into a relatively low numerical stability and precision of the estimates.

Modelling discount functions using only a single polynomial has yet another significant drawback. The curve constructed in this way disregards the distribution of bonds with respect to their maturities. A consequence may be that when applying a simple OLS method to fit the curve, segments of the yield curve with high concentration of observations (usually the short end of the curve) will dominate the overall fit at the cost of medium and long maturities. An attempt to solve this problem through increasing the degree of the polynomial does not yield satisfactory results (for previously described reasons). One of feasible methods of reducing this problem is to adjust the distribution of bonds by applying different weightings to them. In order to ensure equal influence of each yield curve segment on the final fit, the weightings should be adversely proportional to the number of bonds in each segment.

Piecewise polynomials

A reasonable solution to some of the aforementioned problems is to approximate the discount curve using a piecewise polynomial function. Models based on piecewise-polynomial splines offer a convenient solution to many of the above mentioned problems. In contrast to single polynomial curves, splines facilitate reduction of the degree of polynomials. In effect, polynomial splines provide greater stability at the long end of the curve. The method was first proposed by McCulloch for second order splines (1971) and subsequently extended to cubic splines (1975).

In the McCulloch's method the maturity domain is divided into a number of segments with predefined location and fixed length. In each of them the curve is defined as a polynomial of order three. The points joining the adjacent curve segments are described as knots or knot points. In order to ensure that the spline curve is continuous and twice differentiable it is necessary to impose equality constraints on the function values and their derivatives at the knot points. A curve fulfilling these criteria can have the following form:

$$\delta(t) = 1 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + \sum_{j=4}^k a_j (t - t_j)^3 \phi_j(t) \quad (5)$$

where $\phi_j(t) = 1$ for $t \geq t_j$, and $\phi_j(t) = 0$ otherwise².

² Based on Bekdache, Baum (1997).

The discount function remains a linear combination of the parameters a_i . Price of a bond as defined by (1) is linearly dependent on the discount factors. Combining both formulas enables representation of a bond price as a linear combination of the parameters and facilitates the application of OLS estimation.

An important issue is setting the number and positioning of knots. McCulloch suggests setting their number as an integer closest to a square root of the number of instruments used for estimation. To ensure equal influence of all instruments on the final fit of the curve, the author recommended locating the knots so that there are an equal number of bonds between each two adjacent knots.

Flexibility of the spline-based curves resulting from a full discretion in setting the number and location of knots allows achieving a reasonable fit of virtually any curve. Nevertheless, it has to be kept in mind that increasing the number of knots improves the fit, but at the cost of lower smoothness and stability. An overly elastic curve can lead to a loss of monotonicity of the discount function.

A problem which has not been resolved by substituting a single polynomial by a piecewise polynomial function is the *co-linearity of the basis functions*. Actually, it has been reduced to some extent, but remains at the level of approx. 50-90%³, which is very high. In combination with very low parameter values this may result in significant errors of estimates and a low numerical stability of the results.

1.2.2. Parsimonious models

The main weakness of the models discussed so far is their insufficient smoothness and stability. Implied forward rates calculated from polynomial-based discount functions have a tendency to highly oscillatory term structure. Moreover, they do not have any asymptotic convergence properties and – consequently – for maturities beyond the observed spectrum usually take totally unrealistic and non-interpretable (often negative) values. This is directly related to the asymptotic properties of polynomials, which always have infinite boundaries. An immediate consequence is a low usefulness of the standard polynomial models in empirical research, despite their flexibility and ease of calculation.

A solution to these problems is provided by parsimonious yield curve models. The most known model of this class was put forward by Nelson and Siegel (1987). The authors assumed that the instantaneous interest rates are generated by a

stochastic process, which can be expressed by a differential equation of order two. A formula obtained by solving this equation describes the term structure of instantaneous interest rates and has the following form:

$$f(t) = \beta_0 + \beta_1 \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right) + \beta_2 \left[\left(\frac{t}{\tau_1}\right) \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right)\right] \quad (6)$$

where $f(t)$ denotes the *instantaneous* implied forward rate for an infinitesimally short period starting at t .

Zero-coupon rates can be calculated by averaging the corresponding instantaneous rates:

$$R(t) = \frac{1}{t} \int_0^t f(x) dx \quad (7)$$

which gives:

$$R(t) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \left[1 - \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right)\right] / \left(\frac{t}{\tau_1}\right) - \beta_2 \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right)$$

The curves of forward and zero-coupon rates are functions of four parameters: $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \tau_1$. They can take several basic shapes: monotonous increasing or decreasing, humped, or S-shaped.

By directly modelling the curve of forward rates and applying very smooth functions, Nelson and Siegel avoided the problem of forward curve instability, characteristic for polynomial spline models. Beside their stability and smoothness Nelson-Siegel curves possess another convenient feature. Namely, they have constant asymptotic limits. A direct consequence of this is that the first derivative converges to zero as $t \rightarrow \infty$. As a result, the curve gradually becomes flat for longest maturities. This is a desirable property as it reflects lack of sufficient information to differentiate between forward rates in different segments with very long maturities.

Another significant advantage of the Nelson-Siegel model is a straightforward interpretation of its parameters. A direct result of

$$\lim_{t \rightarrow \infty} R(t) = \beta_0 \quad (8)$$

is that the value of β_0 should correspond to zero-coupon rates for ultra long maturities.

At the short end of the curve we have:

$$\lim_{t \rightarrow 0} R(t) = \beta_0 + \beta_1 \quad (9)$$

which implies that the sum of parameter values β_0 and β_1 should be equal to the level of the shortest interest rates.

On the basis of the zero-coupon curve (7) it is easy to formulate the discount function:

$$\delta(t) = \exp(-R(t) \cdot t) \quad (10)$$

Note that it is non-linear in parameters. Therefore it is not possible to express a price of a

³ Depending on the set of basis functions and their domain – author's calculations.

coupon bearing bond as a linear combination of parameters. In consequence, estimation of a yield curve with this method requires numerical computation, which is a clear disadvantage in comparison to polynomial models.

A significant weakness of the Nelson-Siegel model, resulting from its low elasticity, is goodness of fit lower than in the case of polynomial models. When the curve is fitted to an irregular set of data points this can result in relatively large deviations of model values from actually observed rates.

A method to overcome this obstacle was proposed by Svensson (1994), who extended the Nelson-Siegel model by adding a new component to the equation (6), thus introducing a new hump in the curve:

$$f(t) = \beta_0 + \beta_1 \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right) + \beta_2 \left[\left(\frac{t}{\tau_1}\right) \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right)\right] + \beta_3 \left[\left(\frac{t}{\tau_2}\right) \exp\left(-\frac{t}{\tau_2}\right)\right] \quad (11)$$

The corresponding curve of zero-coupon rates has the following form:

$$R(t) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \left[1 - \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right)\right] \left/\left(\frac{t}{\tau_1}\right) - \beta_2 \exp\left(-\frac{t}{\tau_1}\right) + \beta_3 \left[1 - \exp\left(-\frac{t}{\tau_2}\right)\right] \left/\left(\frac{t}{\tau_2}\right) - \beta_2 \exp\left(-\frac{t}{\tau_2}\right)\right] \quad (12)$$

Two additional parameters enabled a significant increase in the elasticity of the curve, without causing any significant loss of the smoothness and asymptotic properties of the model.

The extended Nelson-Siegel model by Svensson offering a satisfactory precision of fit and a smooth shape of implied forward curve became very popular in the middle 90-ties. A considerable number of central banks worldwide have since then been using it for estimation of the term structure of zero-coupon and forward rates⁴. Nevertheless, the model has a number of weaknesses, e.g. a limited ability to fit irregular yield curve shapes, a tendency to take extreme values at the short end, and a relatively strong co-dependence of estimates in different – even non-neighbouring – segments of the yield curve.

1.3. Choosing the objective function and functional form of the curve

1.3.1. Choosing a type of interest rates for direct estimation

In the case of parsimonious models the functional form of a yield curve is predefined. Consequently, the choice to estimate directly instantaneous rates, zero-coupon rates or discount factors is only a matter of computational convenience.

Piecewise polynomial curves are not attached by definition to any kind of interest rates and can be used to approximate any of them. However, as the fitted curve inherits all properties (smoothness, stability, flexibility, etc.) from the underlying piecewise polynomial the choice which interest rates are to be directly estimated becomes crucial. The basic criteria which must be considered are: quality of estimates and ease of computation.

In order to make an optimal choice it would be advisable to try each of the feasible options. This was done e.g. by Bolder and Gusba (2002) for the Canadian bond market⁵. Applying a number of criteria to evaluate the models authors conclude that the best results are achieved when the curves of (in the rank order) zero-coupon rates, discount factors and forward rates are estimated directly.

The results for the discount curve are much like for the zero-coupon rates. Differences emerge mainly at the short end of the curve. Direct approximation of forward rates yields unsatisfactory results. Moreover, the model implementation in this case is much more complicated and requires more time for computation.

Due to the best quality of results for the purposes of this paper direct approximation of zero-coupon rates was chosen.

1.3.2. The objective function

In the case of yield curve modelling the objective can take two forms: [1] minimize a sum of squared price errors or [2] squared yield errors. Despite the mutual uniqueness of the price-to-yield transformation estimates obtained for the above objectives differ significantly. This is due to the non-linear relation between price and yield, and the differences in yield elasticity of the price in different maturity segments. In practice modified duration is used as a measure of this elasticity. Yields of bonds with longer maturities are in general more sensitive to changes in prices. Therefore in the case of the objective function [1] with equally weighted price errors, long term bonds are actually given highest weightings. The result is less accuracy at the short end of the curve⁶. The problem can be solved in two ways: by applying higher weightings to short term instruments⁷, or by choosing the objective function [2], i.e. by minimizing squared yield errors. Both approaches should in general yield similar results. However, the implementation of the second one entails more computational complexity and time expense for

⁴ See e.g. Csajbok (1998).

⁵ Other publications containing this kind of analysis include: Bliss (1996), Bekdache, Baum (1997).

⁶ See e.g. Svensson (1995).

⁷ See e.g. Csajbok (1998).

estimation. For this reason weightings proportional to the reciprocal of the duration are applied in this paper.

1.4. B-spline models

1.4.1. B-spline basis

The problem of co-linearity and the parallel problem of numerical instability characteristic for standard piecewise polynomials can be resolved by applying a B-spline basis. B-spline basis allows to represent a piecewise polynomial as a linear combination of relatively simple and only lowly correlated elements called basic splines (hereafter abbreviated to B-splines), which facilitate some elementary mathematical operations like differentiation and integration⁸.

A single B-spline is a combination of a number of standard polynomials. A cubic B-spline (most often used) is based on at least five knot points which define four adjacent intervals for which only the B-spline is positive in value. In the remaining area of the domain its value equals 0. The B-spline basis is constructed from a series of B-splines based on a common set of knot points.

In order to present the technical details of the basis construction in a more comprehensible way let us suppose that we want to construct the basis for a cubic piecewise polynomial with knots located at $\{k_0, \dots, k_N\}$. Let us call them primary knots (as opposed to the auxiliary knots), as they are located within the domain of the curve fitted. In each of the intervals between any two adjacent knots the value to the curve is defined as a linear combination of all B-splines, which can be constructed on the given knot set. From the fact that a cubic B-spline takes

non-zero values for exactly four adjacent intervals it follows that for e.g. the first interval: $x \in \langle k_0, k_1 \rangle$ it is necessary to use knots starting at (taking positive values from) $k_{-3}, k_{-2}, k_{-1}, k_0$. So the first three B-splines begin with auxiliary knots, which are not contained in the domain of the curve. An analogous situation occurs in the last interval $x \in \langle k_{N-1}, k_N \rangle$. The B-splines which constitute the basis within this interval begin at $k_{N-4}, k_{N-3}, k_{N-2}, k_{N-1}$, and end at $k_{N-4}, k_{N-3}, k_{N-2}, k_{N-1}$ respectively. Also in this case three auxiliary knots are needed.

As shown above, the basis for a piecewise polynomial function with $N + 1$ knots $\{k_0, \dots, k_N\}$ is composed of $N+3$ B-splines starting at $k_{-3}, \dots, k_{N-1}$ and based on a set of main and auxiliary knots: $\{k_{-3}, \dots, k_{N+3}\}$. Any cubic piecewise polynomial $S(x)$ can be represented as a linear combination of these $N + 3$ B-splines:

$$S(x) = \sum_{i=-3}^{N-1} a_i B_i(x) \quad (13)$$

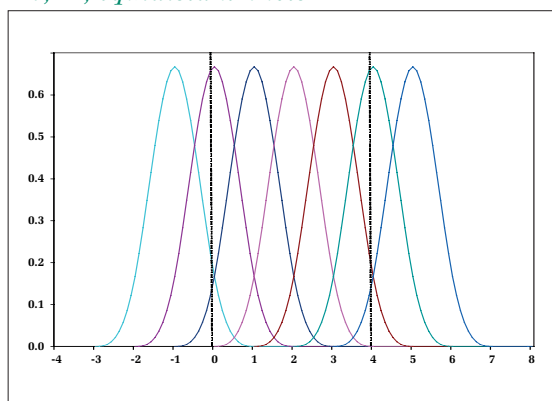
where $B_i(x)$ denotes a B-spline starting at $x = k_i$ and a_i – a corresponding parameter. For instance, the B-splines constituting a basis for a cubic polynomial spline on the interval $\langle 0, 4 \rangle$ with knots located at $x = \{0, 1, 2, 3, 4\}$ are presented in Figure 2.

Before we show how to determine the value of $S(x)$ let us introduce some basic notation and terms. A B-spline of degree n based on a sequence of primary knots $\{k_0, \dots, k_N\}$ is a combination of ordinary polynomials of degree $[n - 1]$. It is therefore $[n - 2]$ times differentiable on the interval including its auxiliary knots $\{k_{-3}, \dots, k_{N+3}\}$. A cubic B-spline has a degree equal 4. Let us introduce the following notation: i -th B-spline (taking positive values from the i -th knot) of degree n will be denoted as: $B_{i,n}(x)$.

Unfortunately the value of a B-spline at a given x cannot be represented by a single (non-compound) function. The evaluation is usually done recursively

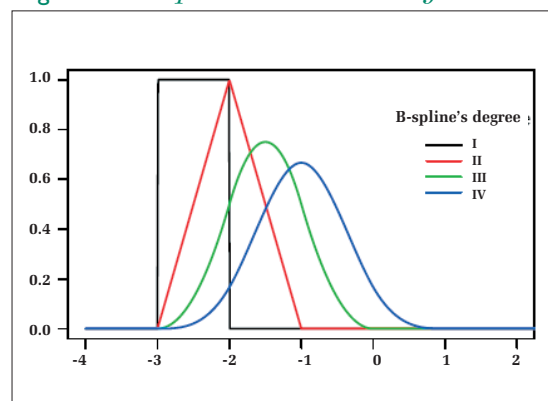
⁸ A detailed discussion and derivation can be found in Lancaster, Salkauskas (1986).

Figure 2. B-spline basis for the interval $\langle 0, 4 \rangle$; equidistant knots



Source: own calculations.

Figure 3. B-splines of different degrees



Source: own calculations.

on a basis of B-splines of lower degrees using the following formula:

$$B_{i,n}(x) = \frac{x - k_i}{k_{i+n-1} - k_i} B_{i,n-1}(x) + \frac{k_{i+n} - x}{k_{i+n} - k_{i+1}} B_{i+1,n-1}(x) \quad (14)$$

for $i = [-3, -2, \dots, N-1]$, $n = [1, 2, \dots]$, where k_i denotes position of the i -th knot. To use this calculation scheme it is necessary to determine the values of a B-spline of degree 1:

$$B_{i,n}(x) = \begin{cases} 0 & : x \in (-\infty, k_i) \\ 1 & : x \in [k_i, k_{i+1}) \\ 0 & : x \in [k_{i+1}, \infty) \end{cases} \quad (15)$$

With application of the above formulas it is easy to evaluate any B-spline $B_{i,n}(x)$ and to find the value of a piecewise polynomial $S(x)$ for any $x \in [k_0, k_N]$. Shapes of B-splines of different degrees are presented in Figure 3.

1.4.2. Least Squares estimation

B-splines facilitate curve modelling with piecewise polynomials. If a curve is to be fitted to a set of *observable* points (e.g. money market rates or interest rate swap quotes) then the application of the least squares method is possible. In the remainder of this section practical issues related to B-spline modelling are discussed. In order to make the notation transparent and easy to follow the following convention is introduced: a) capital letters in bold type represent *matrices*, b) small letters in bold type represent *column vectors*, c) all letters in standard type (not bold) represent *scalar* values.

Let us suppose that we want to fit a piecewise polynomial curve $S(x)$ to a set of observable money market rates $r(x)$ for $x \in \{x_1, \dots, x_m\}$. The polynomial is based on a set of primary knots $\{k_0, \dots, k_N\}$. Due to its convenient statistical properties the sum of squared errors of fit will be used as a measure of goodness of fit and denoted S^2 . The purpose of estimation is to find a curve which minimizes the value of the following expression:

$$S^2(a) = \sum_{i=1}^m (S(x_i) - r(x_i))^2 \quad (16)$$

where m denotes the number of data points $(x_i; r(x_i))$, to which a piecewise polynomial $S(x)$ is fitted.

The LS curve estimate is defined as a vector of parameters, for which the following set of conditions is fulfilled:

$$\frac{\partial S^2(a)}{\partial a_j} = 0 \quad \text{for } j = -3, \dots, N-1. \quad (17)$$

A solution of the above system of equations gives so called *normal equations*, which can be reformulated in a matrix form as follows:

$$B^T B a - B^T r = 0 \quad (18)$$

where:

$$a = [a_{-3} \quad a_{-2} \quad \dots \quad a_{N-1}] \quad (19)$$

$$r = [r(x_1) \quad r(x_2) \quad \dots \quad r(x_m)]$$

$$B = \begin{bmatrix} B_{-3}(x_1) & B_{-2}(x_1) & \dots & B_{N-1}(x_1) \\ B_{-3}(x_2) & B_{-2}(x_2) & \dots & B_{N-1}(x_2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ B_{-3}(x_m) & B_{-2}(x_m) & \dots & B_{N-1}(x_m) \end{bmatrix}$$

After a proper transformation of equation (18) we obtain the standard form of the LS estimator:

$$a = (B^T B)^{-1} B^T r \quad (20)$$

As already mentioned B-splines can be used to construct piecewise polynomial curves with very convenient mathematical properties. Nevertheless, curve fits obtained with this method are in principle identical to curves obtained on a basis of standard polynomials. The difference is purely technical – but crucial – and consists in the correlation of columns in the matrix B . Low level of co-linearity between the columns enables fast and precise inversion of the cross-product matrix $B^T B$. The next difference lies in the simplicity of imposing restrictions (e.g. for smoothing or stabilizing) on piecewise polynomials. In the case of B-spline curves a number of relatively complex restrictions⁹ can be imposed in a linear form. This feature of B-splines represents a significant advantage over the standard polynomial basis. This issue is discussed in some more detail in the next subsection.

1.5. Non-parametric estimation methods

The B-spline model discussed in the previous subsection is to a large extent analogous to the model proposed by McCulloch based on standard polynomials. Just like in the case of standard polynomials, goodness of fit and smoothness are dependent on the number and location of knots. As a result, B-spline models inherit some weaknesses of standard piecewise polynomials. In this subsection we discuss a method to solve the problem of yield curve's excess elasticity put forward by Fisher, Nychka and Zervos (1994).

1.5.1. Smoothed splines

In the spline models described so far the preferred degree of curve smoothness and goodness of fit was controlled by changing the number and location of knots. Despite some adjustability the method had significant constraints and bore serious problems of

⁹ However in some cases through some simplifications.

technical nature. Fisher, Nychka and Zervos avoided these problems by fixing the knots and applying a widely known stabilizer¹⁰ to ensure an adequate level of smoothness:

$$P(\mathbf{a}) = \int_a^b (S''(x))^2 dx \quad (21)$$

where a and b are locations of the first and last knot point respectively. $P(\mathbf{a})$ is a measure of the curvature of $S(x)$. It takes values ranging from 0 for a straight line and gradually approaches infinity for curves with increasingly oscillatory behaviour.

To obtain a desired goodness of fit and an adequate level of smoothness the objective function (16) is modified by adding a scalar multiple of $P(\mathbf{a})$:

$$G(\mathbf{a}) = S^2(\mathbf{a}) + \lambda P(\mathbf{a}) \quad (22)$$

which gives:

$$G(\mathbf{a}) = \sum_{i=1}^m (S(x_i) - r(x_i))^2 + \lambda \int_a^b (S''(x))^2 dx$$

where λ represents a scalar smoothness parameter.

The stabilizer $P(\mathbf{a})$ and the objective function $G(\mathbf{a})$ can actually be applied both to the standard and B-spline piecewise polynomials. However, the

convenient mathematical properties of B-splines make it possible to considerably simplify the notation and calculations, which explains their widespread use.

Eilers and Marx (1996) observed that with equidistant knots the value of $P(\mathbf{a})$ can be approximated with the following expression:

$$P(\mathbf{a}) \approx \sum_{j=1}^{N-1} (\Delta^2 a_j)^2 \cdot \text{const} \quad (23)$$

Using the above expression the minimum value of the stabilizer $P(\mathbf{a})$ can be found as follows:

$$\frac{\partial P(\mathbf{a})}{\partial a_j} \approx \frac{\partial}{\partial a_j} \left(\sum_{j=1}^{N-1} (\Delta^2 a_j)^2 \right) = 2 \sum_{j=1}^{N-1} (\Delta^2)^2 a_j = 2D^T D \mathbf{a} \quad (24)$$

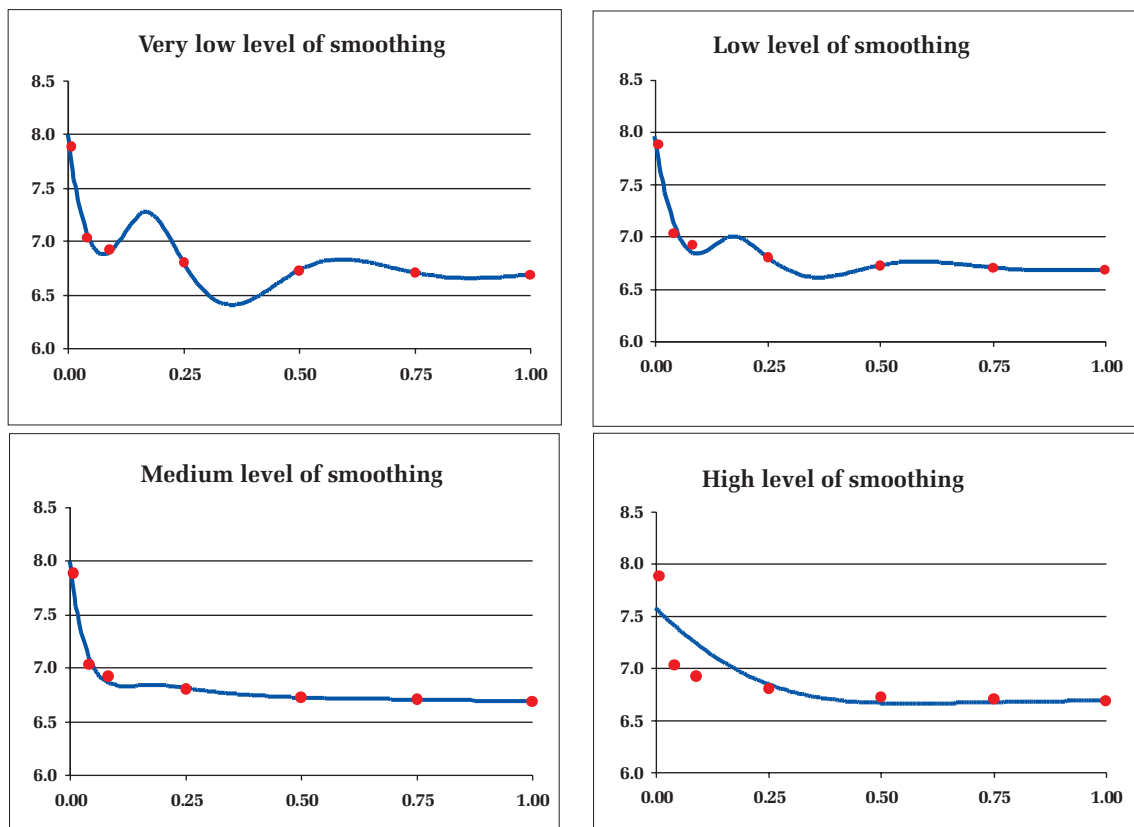
where D is a matrix form of a second order difference operator. For a piecewise polynomial based on $[N+1]$ primary knots: $\{k_0, \dots, k_N\}$ and defined by $[N+3]$ parameters: $\{a_{-3}, \dots, a_{N-1}\}$ the matrix D has dimension $[N+1] \times [N+3]$ and the following form:

$$D = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -2 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & -2 & 1 \end{bmatrix} \quad (25)$$

Just like in the case of the objective function (16) the vector of parameters for which the value of (22) is

¹⁰ See e.g. Haerdle, Linton (1994).

Figure 4. Money market rates in Poland - curve estimates for different levels of smoothing



Source: own calculations.

minimized – the curve estimator – can be found by solving the following system of differential equations:

$$\frac{\partial G(\mathbf{a})}{\partial a_j} = 0 \quad (26)$$

or equivalently:

$$\frac{\partial S^2(\mathbf{a})}{\partial a_j} + \lambda \frac{\partial P(\mathbf{a})}{\partial a_j} = 0, \text{ for } j = -3, \dots, N - 1.$$

A combination of the results in (18) and (24) gives the following set of first-order conditions which constitute a solution to the problem defined by (26)¹¹:

$$\mathbf{B}^T \mathbf{B} \mathbf{a} - \mathbf{B}^T \mathbf{r} + \lambda \mathbf{D}^T \mathbf{D} \mathbf{a} = 0 \quad (27)$$

After solving the above equation for the parameters $\mathbf{a}$ we obtain the OLS estimator of the curve parameter vector:

$$\mathbf{a} = (\mathbf{B}^T \mathbf{B} + \lambda \mathbf{D}^T \mathbf{D})^{-1} \mathbf{B}^T \mathbf{r} \quad (28)$$

The most significant component of the above formula is the smoothness parameter λ which controls the shape of the curve. By changing its value (level of smoothing) it is possible to influence the *effective number of parameters*¹². Reducing their effective number results in a smoother curve at the expense of worse accuracy of fit. On the other hand, decreasing the value of the smoothness parameter, i.e. increasing the effective number of parameters yields more flexible and fluctuating curve with a better goodness of fit. In the Figure 4 curves estimated with this method are presented along with the influence of the changing value of the smoothness parameter.

Application of the above described smoothing splines model requires to develop a method of setting the appropriate value of λ . Fisher et al. (1994) proposed to use the so called *Generalized Cross Validation* (GCV) approach to find the optimal value of λ for each single day. Although the method is reported to give very good results, its implementation may cause serious problems of technical nature. Using numerical methods to determine the optimal value of λ (by e.g. the GCV criterion) requires a repeated estimation of the curve for a set of λ values. If the curve is being fitted to an observable set of data points then a single iteration of the estimation process (for a given value of λ) proceeds analytically on the basis of the formula (29). In this case the application of GCV is relatively simple. If however, the curve is being fitted to unobservable interest rates (e.g. bond market zero-coupon rates) then the application of linear estimators is not possible and

numerical methods must be used to find the fit within each iteration. In such a situation the time expense increases dramatically and can reach several minutes for a single curve¹³. If the value of λ is to be set for each curve separately then the total estimation time would rise dramatically, which could make the analysis of long time series very time demanding and inconvenient. For this reason in practice a constant smoothness parameter is applied, and its value set arbitrarily or through a one-off use of GCV or other method¹⁴.

1.5.2. Variable roughness penalty models

The piecewise polynomial models with a single parameter controlling smoothness of the entire curve have serious limitations. In general they stem from the fact that these models disregard the differences in volatility and smoothness of different yield curve segments. By definition, they choose an "average" smoothness for the whole curve, which frequently causes an inadequate level of accuracy (large pricing errors) for short maturity instruments, and strongly fluctuating interest rates at the long end of the curve¹⁵.

A solution to this problem was put forward by Waggoner (1997), who made the FNZ method more flexible by applying a Variable Roughness Penalty (VRP) and modifying the objective function as follows:

$$G(\mathbf{a}) = \sum_{i=1}^m (S(x_i) - r(x_i))^2 + \int_a^b \lambda(x) (S''(x))^2 dx \quad (29)$$

where a i b denote respectively the beginning and the end of the fitted function's domain.

Introducing a maturity-dependent power of smoothing made it possible to achieve both: a desirable goodness of fit and an appropriate level of smoothness for each yield curve segment. In the Waggoner's model $\lambda(x)$ is a piecewise constant function comprised of 3 segments. The division to segments was made arbitrarily – according to the natural market division – into the segments of short-, medium-, and long-term US treasury securities. The fixed division into the intervals: $<0; 1$, $<1; 10$, $<10; 30$ is undoubtedly a significant constraint on the model's adjustability.

Anderson and Sleath relax this constraint and apply a completely continuous smoothing function controlled by three parameters, given by:

¹¹ For a more detailed discussion see e.g. Bolder, Gusba (2002).

¹² Details on determining the effective number of parameters can be found in Fisher, et al (1994).

¹³ Example of estimation times for a number of curve approximation methods can be found in the paper by Bolder and Gusba (2002), p. 66. The estimation time of a single curve depends mainly on the number of knots, choice of starting parameter values and the desired accuracy of fit.

¹⁴ See e.g. Waggoner (1997) or Anderson, Sleath (2001).

¹⁵ See Waggoner (1997 p.1); Bliss (1996).

$$\log \lambda(t) = \beta_0 - (\beta_0 - \beta_1) \exp\left(\frac{-t}{\beta_2}\right) \quad (30)$$

The proposed method of smoothing facilitates precise calibration of the model but requires application of numerical procedures to find the optimal set of smoothing parameters, evaluate the roughness penalty and finally – to find the fit. Apart from increasing the complexity of calculations this leads to a potentially longer time of estimation.

1.5.3. Extension of the FNZ model to a piecewise continuous penalty function

In order to ensure high flexibility of a spline based yield curve model without necessitating numerical integration, it is possible to combine both of the above described approaches.

In this section an extension of the FNZ model is proposed to a piecewise continuous penalty function, which enables analytical evaluation of the smoothness component

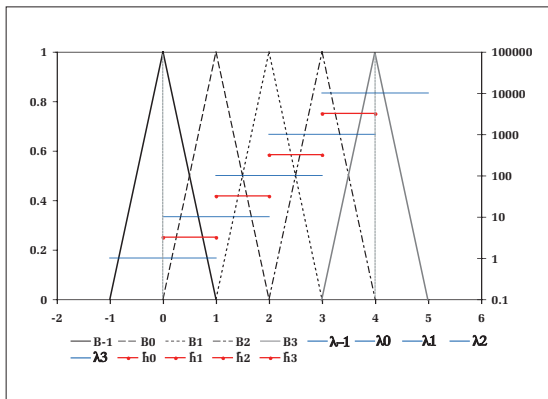
$$\mathcal{P}(\lambda(x), \mathbf{a}) = \int_a^b \lambda(x) (S''(x))^2 dx \quad (31)$$

The method proposed is based on the findings by Eilers and Marx (1996), who applied a discrete difference stabilizer instead of the above presented penalty on the integral of the squared second derivative. Let us generalize their model – with a single roughness parameter controlling the smoothness of the entire curve – to a case of a piecewise continuous stabilizer.

For $S(x) = \sum_{i=-3}^N a_i B_i(x)$ defined as a polynomial cubic B-spline with equidistant knots located at $\{k_0, k_1, \dots, k_N\}$ the following relation holds:

$$\mathcal{P} = \frac{1}{h^2} \int_{k_0}^{k_N} \lambda(x) \left(\sum_i a_i B''_{i,4}(x) \right)^2 dx \quad (32)$$

Figure 5. Second degree B-splines and the standard (overlapping) vs separated smoothness parameters



Source: own calculations.

where h denotes a constant inter-knot distance. Due to the properties of B-splines, which take non-zero values only in a relatively narrow interval, the exact bounds of the indexes in the sums in the formulas for their derivatives will be omitted.

With the formulas for B-spline derivatives given by de Boor (1978), it is possible to transform the above expression in terms of second degree B-splines:

$$\mathcal{P} = \frac{1}{h^2} \int_{k_0}^{k_N} \lambda(x) \left(\sum_i \Delta^2 a_i B_{i,2}(x) \right)^2 dx \quad (33)$$

Given the properties of 2-nd degree B-splines, further transformation¹⁶ leads to the following formulation:

$$\mathcal{P} = \sum_i (\Delta^2 a_i)^2 \frac{1}{h^2} \int_{k_0}^{k_N} \lambda(x) B_{i,2}^2(x) dx + 2 \sum_i \Delta^2 a_i \Delta^2 a_{i-1} \frac{1}{h^2} \int_{k_0}^{k_N} \lambda(x) B_{i,2}(x) B_{i-1,2}(x) dx \quad (34)$$

The first term on the right side is equivalent to the difference penalty applied by Eilers and Marx (1996). Let us recall that it has the following form:

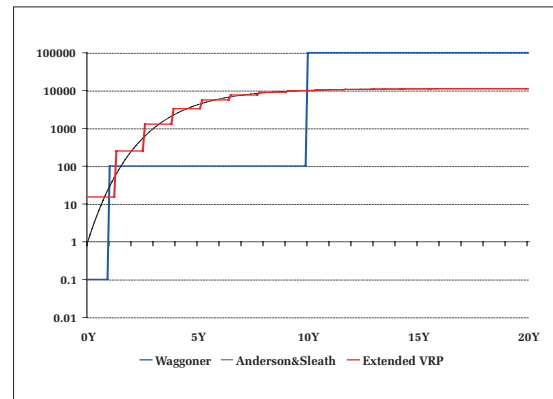
$$P = \sum_i \lambda (\Delta^2 a_i)^2 \quad (35)$$

The authors observed that there is a very strong connection between both penalties. It results from the equivalence between P and the first component of $\mathcal{P}$: Note that if we attach a different level of smoothness λ to each B-spline B_i then the first term in (35) can easily be transformed to the difference penalty P :

$$\frac{1}{h^2} \sum_i (\Delta^2 a_i)^2 \int_{k_0}^{k_N} \lambda_i B_{i,2}^2(x) dx = \sum_i \ddot{h}_i (\Delta^2 a_i)^2 \equiv P \quad (36)$$

¹⁶ For a step-by-step derivation see Eilers and Marx (1996).

Figure 6. Proposed discrete extension to the VRP vs penalty functions used by Waggoner and Anderson & Sleath



Source: own calculations.

where $\tilde{\mathbf{h}}_i$ denotes (appropriately re-scaled) i -th (corresponding to the i -th spline) element of the vector $\tilde{\mathbf{h}}$ of roughness parameters.

The main advantage of using P instead of $\mathcal{P}$ is a significantly reduced complexity of notation and computation while the properties of the penalty are mostly preserved. Eilers and Marx point out that the difference penalty P is a good discrete approximation of $\mathcal{P}$:

The expression (37) can easily be transformed to a matrix form, however its weakness is the lack of a direct interpretation of the roughness vector $\tilde{\mathbf{h}}$. This is a direct consequence of properties of the second degree B-splines, which cover 2 adjacent inter-knot intervals and partially overlap with the neighbouring splines. For this reason it is not possible to relate a given value of the vector $\tilde{\mathbf{h}}$ to a single segment of the fitted curve, and to interpret $\tilde{\mathbf{h}}$ as a function. However, this can be achieved after a proper transformation of $\tilde{\mathbf{h}}$.

Figure 5 contains a schematic representation of the relation between ordinates of the roughness penalty vector and the corresponding B-splines. Interpretation of this relation is complicated by the fact, that there are two different penalty function values attributed to each interval and corresponding to two distinct B-splines. Nevertheless, it is straightforward to show that each two penalties which correspond to adjacent B-splines can easily be replaced by a single value. It can be shown that its value is a weighted average of the overlapping penalties in each inter-knot interval. An example of the separated smoothness penalties is represented by the red segments in Figure 5.

Note that if before integration the curve domain is divided into intervals defined by its knot points then P can be represented as follows:

$$\begin{aligned} P &= \frac{1}{h^2} \sum_j \left\{ (\Delta^2 a_{j-1})^2 \int_{k_j}^{k_{j+1}} \lambda_{j-1,2} B_{j-1,2}^2(x) dx + (\Delta^2 a_j)^2 \int_{k_j}^{k_{j+1}} \lambda_{j,2} B_{j,2}^2(x) dx \right\} = \\ &= \frac{1}{h^2} \sum_j \left\{ \tilde{h}_{j-1} (\Delta^2 a_{j-1})^2 + \tilde{h}_j (\Delta^2 a_j)^2 \right\} \end{aligned} \quad (37)$$

In the above formula in each interval the function is integrated twice, with two different smoothing parameters applied. The procedure can be simplified by applying a common smoothness parameter $\tilde{h}_j$:

$$\tilde{h}_{j-1} (\Delta^2 a_{j-1})^2 + \tilde{h}_j (\Delta^2 a_j)^2 = \tilde{h}_j \left\{ (\Delta^2 a_{j-1})^2 + (\Delta^2 a_j)^2 \right\} \quad (38)$$

which gives:

$$\tilde{h}_j = A'_{j-1} \tilde{h}_{j-1} + A''_{j-1} \tilde{h}_j$$

$$\text{where } A'_{j-1} = \frac{(\Delta^2 a_{j-1})^2}{(\Delta^2 a_{j-1})^2 + (\Delta^2 a_j)^2} \quad A''_{j-1} = \frac{(\Delta^2 a_j)^2}{(\Delta^2 a_{j-1})^2 + (\Delta^2 a_j)^2}$$

It is now straightforward to see that after transformation the smoothness parameter vector $\tilde{\mathbf{h}}$ can be interpreted as a piecewise continuous smoothing function:

$$\tilde{h}(x) = \tilde{h}_j \quad \text{for } x \in [k_j; k_{j+1}), \quad \text{where } j = \{0, 1, \dots, N-1\}. \quad (39)$$

The vector $\tilde{\mathbf{h}} = [\tilde{h}_0, \tilde{h}_1, \dots, \tilde{h}_{N-1}]^T$ can be represented as follows:

$$\tilde{\mathbf{h}} = \mathbf{A} \tilde{\mathbf{h}}, \quad \text{where} \quad (40)$$

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} A'_{-1} & A''_{-1} & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & A'_0 & A''_0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & A'_{N-2} & A''_{N-2} \end{bmatrix} \quad (41)$$

As indicated above, the modified difference stabilizer (37) represents a relatively accurate and convenient approximation of a piecewise continuous smoothing function. In practice it proves to be also a satisfying approximation of completely continuous, smooth functions.

The number of different values taken by the proposed smoothing function equals the number of inter-knot intervals. In practice their number is usually set to 10–20. For instance, Anderson and Sleath (2001) use on average 12 knots, whereas Bolder and Gusba (2002) about 20. A piecewise constant function taking about 10–20 different values enables a satisfying approximation of the majority of smooth functions. This implies that the method proposed in this paper offers much better flexibility than e.g. the three-parameter stepwise smoothing curve applied by Waggoner (1997). Moreover, due to the possibility of evaluating $\mathcal{P}(\lambda(x), a)$ analytically, the increase in elasticity virtually does not cause an increase in complexity of calculations and – consequently – longer estimation time. Figure 6 presents a possible approximation of the continuous smoothing function used by Anderson and Sleath by the means of a piecewise constant function. It is evident that for 15 knots the approximation will be satisfactory for the majority of practical applications. The function $\tilde{h}(x)$ described by equation (40) can be therefore treated to some extent as a quasi-continuous function.

The main advantage of the proposed difference stabilizer P is the convenience of application. With the matrix notation and analytical evaluation, its implementation and usage is much simpler and faster than in the case of continuous smoothing functions.

In order to facilitate the transformation of the expression (37) to a matrix form let us reformulate P as follows:

$$P = \sum_i \left(\sqrt{\tilde{h}_i} \Delta^2 a_i \right)^2 \quad (42)$$

It is now easy to see that

$$P = (\mathbf{A}^T \mathbf{D} \mathbf{a})^T (\mathbf{A}^T \mathbf{D} \mathbf{a}) = \mathbf{a}^T \mathbf{D}^T \mathbf{A} \mathbf{D} \mathbf{a} \quad (43)$$

where $\mathbf{A}$ is a diagonal matrix constructed on the basis of $[N+1]$ ordinates of vector $\tilde{\mathbf{h}}$. The result is a computationally convenient and easily differentiable quadratic form.

Now the question of the parameterization of the piecewise constant function has to be resolved. The function values are defined by the parameter vector $\tilde{\mathbf{h}}$. With no additional restrictions imposed the number of parameters is equal to the number of knots. However, for parameter numbers encountered in the literature ranging from 10 to 20, this would translate into several additional parameters. The over-parameterization would cause considerable difficulties and result in much longer time of estimation. Furthermore this would make the results less reliable and reasonable.

One of possible solutions to this problem is to express the smoothness parameters as a function with a parsimonious parameterization. Let us denote this – in an ideal case monotonous and smooth – function as $l(x)$, then the parameter vector $\tilde{\mathbf{h}}$ defining the smoothness function can be represented as follows:

$$\tilde{h}_i = l(k_i), \text{ for } i = 0, 1, \dots, N, \quad (44)$$

where k_i denotes a location of the i -th main knot.

The above parameterization of the smoothing function based on the function (31) has been used for the purposes of this paper.

1.6. Zero coupon rate models for the bond market

So far the discussion concentrated mainly on presenting analytical solutions to the problem of curve fitting to observable data (e.g. money market rates). This section presents a general framework for estimation of bond market zero coupon rates both with the Svensson model and cubic spline models.

As a starting point let us represent the bond price equation in terms of cash flows:

$$p_i = \sum_{j=1}^n c_{i,j} d_{ij} \quad (45)$$

where p_i denotes the settlement (dirty) price of the i -th bond, $c_{i,j}$ – the j -th cash flow on the i -th bond (including principal repayment), d_{ij} – a discount factor for cash flows due at the time t_j .

Taking into consideration the remarks we made on the choice of the type of interest rates to be directly estimated (see Section 1.3), we decide to fit

the curve to zero coupon rates as the most reasonable solution.

Due to its computational simplicity and notational convenience the convention of continuously compounded interest rates is used. A unique relation between the discretely and continuously compounded rates ensures that using the latter does not cause any bias of the results. In the final phase of the calculations continuous rates will be translated into discrete rates.

Let us begin by representing the bond price equation (46) in a matrix form:

$$\hat{p}_i(\theta) = \mathbf{c}_i^T \mathbf{d}_i(\theta) \quad (46)$$

where $\hat{p}_i$ denotes a fitted price of the i -th bond, θ – the curve parameters, $\mathbf{c}_i$ – vector of cash flows, $\mathbf{d}_i$ – vector of discount factors corresponding to cash flows on the i -th bond.

Vectors $\mathbf{c}_i$ and $\mathbf{d}_i$ have the following form:

$$\mathbf{c}_i = [c_{i,1}, c_{i,2}, \dots, c_{i,ni}]^T \quad (47)$$

$$\mathbf{d}_i = [\delta_{i,1}(\theta), \delta_{i,2}(\theta), \dots, \delta_{i,ni}(\theta)]^T$$

where $c_{i,j}$ denotes the j -th cash flow on the i -th bond for $j = \{1, 2, \dots, ni\}$, ni – the number of cash flows on the i -th bond¹⁷, $\delta_{i,j}(\theta)$ denotes the value of the discount function (conditional on θ) for j -th cash flow on the i -th bond.

With the above notation at our disposal the vector of fitted bond prices can be formulated as follows:

$$\hat{\mathbf{p}}(\theta) = [\hat{p}(\theta)_1, \hat{p}(\theta)_2, \dots, \hat{p}(\theta)_m]^T = \text{diag}[\mathbf{C}^T \mathbf{D}(\theta)] \quad (48)$$

where m denotes the number of bonds in the data set, $\text{diag}[\cdot]$ – vector of the diagonal elements of a square matrix, and finally

$$\mathbf{C}_{[n, \max \times m]} = [\mathbf{c}_1, \mathbf{c}_2, \dots, \mathbf{c}_m] \quad (49)$$

$$\mathbf{D}(\theta)_{[n, \max \times m]} = [\mathbf{d}_1(\theta), \mathbf{d}_2(\theta), \dots, \mathbf{d}_m(\theta)]$$

In both of the above formulas the length of the vectors $\mathbf{c}_i$ and $\mathbf{d}_i(\theta)$ has been increased to be equal to the length $n, \max$ of the vector corresponding to a bond with the largest number of cash flows. The vectors were extended by concatenating a number of zeros equating the vector's length to $n, \max$. With this modification it was possible to apply the compact and very convenient formulation (49) for the bond price.

The main component of the objective function – squared price error – can be given the following form:

$$\min_{\theta} \left[(\mathbf{p} - \hat{\mathbf{p}}(\theta))^T \mathbf{W} (\mathbf{p} - \hat{\mathbf{p}}(\theta)) \right] \quad (50)$$

where $\mathbf{p}$ denotes a vector of the observable bond prices, $\mathbf{W}$ – a diagonal matrix of weights

¹⁷ The last coupon and the principal repayment are discounted together.

corresponding to each single bond. The weightings are used in order to increase the influence of the most liquid and benchmark bonds on the parameter estimates, and to capture differences in the duration of the instruments. The result should be a yield curve reflecting each bond market segment with equal precision and giving a reasonable overall picture of the term structure of interest rates (see Section 1.3).

For a full specification of the model two elements are still missing: a functional form of the discount curve and the objective function. In the next two subsections we discuss the specification details of the two models under consideration – the Svensson model and a VRP cubic spline model.

1.6.1. Discount function and objective function in the VRP model

Let us now present the functional form of the discount curve (48) for the B-spline VRP model. The curve of zero coupon rates will be modelled in the convention of continuous interest rates. The maturity range covered and the location of knots are determined by the maturity structure of instruments in the respective bond market. For the purposes of this paper a yield curve model covering the maturity range from 0 to 12 years was implemented. For the ease of calculation equidistant knots were chosen and located at maturities of every second year, i.e. $\{0, 2, 4, 6, 8, 10, 12\}$.

The zero-coupon curve is defined as a linear combination of 9 B-splines, which altogether are based on 7 primary knots and 6 auxiliary knots: $k_i \in \{-6, -4, \dots, 16, 18\}$:

$$r(t) = b(t)\theta, \text{ for } (51)$$

$$b(t) = [b_{-3}(t), b_{-2}(t), \dots, b_5(t)]$$

where θ is a column vector of parameter values with length equal to the number of B-splines, $b_i(t)$ – denotes the value of the i -th (starting at the k -th knot) B-spline.

With the notation introduced as above the value of a discount factor defined by (48) can be represented as follows:

$$\delta_{i,j}(\theta) = \exp(b(\tau_{i,j})\theta \cdot \tau_{i,j}) \quad (52)$$

where $\tau_{i,j}$ denotes time to the j -th payment on the i -th bond.

Estimation of the parameter vector θ amounts to finding a minimum of the objective function whose general form is represented by (30). With the expression (51) it can be rewritten in a matrix form:

$$\min_{\theta} [(p - \hat{p}(\theta))^T W (p - \hat{p}(\theta)) + \theta^T D^T \Lambda D \theta] \quad (53)$$

A variety of numerical procedures can be used to find the optimal value of θ . For the purposes of this

paper Newton-type algorithms were used.

1.6.2. Form of the discount and objective function in the Svensson model

In the case of the Svensson model also a curve of zero-coupon continuously compounded interest rates was chosen to be directly estimated. Given the properties of the function there is no need to explicitly restrict the area of domain – unlike in the case of the VRP model.

A value of a single discount factor defined by (48) can be represented as follows:

$$\delta_{i,j}(\theta) = \exp(\vartheta(\tau_{i,j}; \theta) \cdot \tau_{i,j}) \quad (54)$$

where $\vartheta(\tau_{i,j}; \theta)$ denotes the value of a zero-coupon curve for a time to maturity corresponding to the j -th cashflow on the i -th bond. The curve is defined by a set of six parameters θ and its functional form is given by (12).

The main advantage of the parsimonious Svensson model is a relatively high level of smoothness both of the forward and zero-coupon rate curve. Therefore it is not necessary to impose additional stability constraints on the curve, and the objective function (51) can be used.

2. Svensson model vs VRP model – analysis of estimates for the Polish bond market

In this section we analyse the properties of the parsimonious model by Svensson and the B-spline model with a variable roughness penalty (VRP). The analysis is conducted using data from the Polish bond market from 03.2004 to 03.2006¹⁸.

The yield curve model encompasses bonds with actual time maturity ranging from 1 to 12 years at the time of estimation. Due to low liquidity and potentially ineffective market pricing, bonds with less than one year remaining to maturity were not included in the data set. The short end of the curve was estimated using the interbank deposit market fixings – WIBOR rates. A single yield curve was approximated using a combination of 8 WIBOR rates and 13-15 treasury bond prices. Weightings applied to the instruments are dependent on their duration, and in case of bonds also liquidity.

2.1. Setting the smoothness penalty for the VRP model

In the previous section a general specification of the models has been presented. A crucial issue which has

¹⁸ All calculations were made with **R** – the open source system for statistical computing. See <http://www.r-project.org> for details.

not been discussed yet is a method of choosing the roughness parameters for a VRP model.

An adequate level of roughness penalty should ensure a desirable smoothness of the curve, and improve stability of estimates. With the penalty parameters adjusted properly a stabilizer applied to the objective function serves as a kind of a “skeleton” supporting the curve when the data set used for estimation changes or – in particular – is reduced. For this reason, the optimal function of smoothness levels $\lambda(t)$ is usually chosen as the one which minimizes the sum of *out-of-sample errors*¹⁹.

Bliss (1996) and Waggoner (1997) apply the out-of-sample method to calculate the optimal roughness penalty for the US bond market. They divide the data set into two equally large subsets, one of which is used to estimate the yield curve. Yield curve estimates are then applied to price bonds from the other subset and calculate the out-of-sample errors of fit.

Given the low number of instruments in the Polish bond market applying the same method would be not feasible and methodologically incorrect. For this reason a modification of this approach has been used in this paper. The method is called *leave-one-out cross validation*²⁰ and consists in multiple estimation of a single curve each time with one bond omitted from the sample. The price estimates for omitted bonds are compared with their actual market pricing. A sum of squared pricing errors for all bonds calculated this way is a measure of the out-of-sample pricing error. It is minimized by adjusting the parameters of the smoothing function. Anderson and Sleath use function with the following form:

$$\log \lambda(t) = \beta_0 - (\beta_0 - \beta_1) \exp\left(\frac{-t}{\beta_2}\right) \quad (55)$$

The same function has been applied in this paper. The parameters were calculated on the basis of curve estimates for 25 different days representing the middle of each month included in the data set, i.e. 03.2004–03.2006. Using a day from the middle of each month for calculation guarantees that all shapes that the yield curve has taken within the sample

period are included in the analysis. Actually, a rough estimate of smoothness parameters could be obtained through out-of-sample error minimization for a sample of just several dates. Optimization based on a larger number of dates allows to fine tune the rough estimate. However, the reaction of estimates to additional dates in the analysed sample becomes insignificant after a certain number of dates included is reached. In the case of the VRP model implemented for Poland the smoothness parameter estimates were rather stable when the number of dates in the sample exceeded 20. As a result, the smoothness parameters calculated this way should be a good approximation of the full sample estimates.

The reason for the relatively low number of curves used to determine the smoothing parameters is mainly the time expenditure for computation. Estimation of a single curve takes about 30 seconds. If the minimum is reached after 20 iterations on average, then the time needed to compute $\lambda(t)$ is $0.5 \times 20 \times 14 = 140$ minutes. Using a larger number of days for calculation would result in a significantly higher time expenditure with potentially only slight improvement in precision. It is not uncommon to conduct out-of-sample optimization on a relatively small subset of available data. This approach was used by e.g. Bolder and Gusba (2002).

2.2. Goodness of fit

This subsection evaluates the models by comparing their goodness of fit. In order to ensure a complete comparability of results the same data set is used for estimation of both models.

Two measures of goodness of fit are used. The first is the *root mean squared error* (RMSE) defined as:

$$RMSE = \sqrt{\sum_{i=1}^m \frac{(\hat{p}_i - p_i)^2}{m}} \quad (56)$$

where m denotes the number of instruments used for estimation. The second measure is the *mean absolute error* (MAE) defined as:

$$MAE = \sum_{i=1}^m \frac{|\hat{p}_i - p_i|}{m} \quad (57)$$

In RMSE more weight is assigned to extraordinarily high error values. Large differences between RMSE and MAE indicate a large number of large errors of fit.

¹⁹ This optimality criterion for the roughness penalty parameters was used by e.g. Waggoner (1997), Anderson and Sleath (2001), Bolder and Gusba (2002).

²⁰ It is used also by e.g. Anderson and Sleath (2001) for the British bond market.

Table 1. Goodness of price fit (PLN/100 PLN of nominal value)

Model	Price RMSE				Price MAE			
	mean	median	std. dev.	3Q-1Q	mean	median	std. dev.	3Q-1Q
Svensson	0.076	0.071	0.026	0.027	0.060	0.056	0.018	0.023
VRP	0.070	0.068	0.026	0.021	0.054	0.052	0.017	0.016

Source: own calculations.

Table 2. *Estimates of mean error (bias) and RMSE/MAE statistics in different yield curve segments*

Model		Time to maturity (years)				
		<1; 2]	<2; 3]	<3; 5]	<6; 8]	<8; 10]
Svensson	bias	-0.006	0.013	-0.007	-0.009	-0.017
	RMSE	0.074	0.093	0.079	0.077	0.118
	MAE	0.058	0.074	0.059	0.061	0.075
VRP	bias	-0.001	0.009	-0.003	0.008	0.012
	RMSE	0.066	0.073	0.068	0.056	0.072
	MAE	0.050	0.057	0.051	0.042	0.043

Source: own calculations.

Table 1 presents the RMSE and MAE statistics for both yield curve models. In each case the statistics were calculated on the basis of ca. 500 separate estimations. The median and interquartile range (difference between the quartile III and I) were provided to facilitate the analysis of the distributions, in particular to take into account the influence of outliers, which can potentially distort the values of mean and standard deviation statistics.

Although the results are actually comparable, the VRP model performs slightly better – on average by 0.006. Distributions of errors from both models are skewed to the right – which is quite typical for distributions of squared variables. Significant differences between RMSE and MAE statistics indicate that there are a potentially large number of exceptionally high pricing errors. Table 2 contains estimates of the pricing bias (mean value of errors) and pricing error statistics for different yield curve segments.

For both models estimates of the mean error (bias) are not significantly different from zero (t-values lower than 1) in each maturity segment. However, in the sample the mean error was always higher for the Svensson model. The distribution of errors across maturities is roughly uniform although the Svensson model had a few significant pricing errors in the longest maturity segment as indicated by relatively high RMSE and moderate MAE.

The above results are compatible with the properties of both models (as described in section 1). The VRP model – with theoretically unlimited elasticity was expected to have a higher precision of fit. Relatively small differences between pricing errors of both models result from a small number of securities in the Polish bond market. The elasticity of the VRP model is not fully utilized when there are

only one or two bonds between neighbouring knots. Estimates for other markets presented in the literature confirm this explanation. Pricing errors for the Svensson model are in general significantly higher than for the VRP model. In-the-sample MAE statistics obtained by Bliss (1996) for the US Treasury bond market were equal 0.18 for the Svensson model, and 0.10 for the FNZ B-spline model. MAE statistics for the Canadian bond market obtained by Bolder and Gusba (2002) were equal 0.73 for the Svensson model and 0.21 for the B-spline zero-coupon model. The above presented pricing errors for the US and Canada are significantly higher than the errors for Poland. This is again related mainly to a relatively small number of bonds in the Polish bond market, but it also confirms the efficiency of pricing at the short end of the curve (1–3 years) where the number of bonds is larger.

2.3. Smoothness and stability of estimates

Beside the goodness of fit, smoothness of a yield curve and stability of parameter estimates are the main determinants of the model's usefulness. Both models have similar performance in this respect. The curves of zero-coupon and forward rates are smooth and mostly identical, although minor differences occur in some cases. Figure A in Appendix presents samples of zero-coupon curve estimates for both models. Figure B presents the corresponding curves of forward rates.

Smoothness (and elasticity) of a yield curve is closely related to its stability, defined as robustness to changes in the data set. Table 3 contains results of out-of-sample analysis conducted for both models with the leave-one-out cross validation method.

Table 3. *Stability of estimates – out-of-sample pricing errors*

Model	Price RMSE				Price MAE			
	mean	median	std. dev.	3Q-1Q	mean	median	std.dev	3Q-1Q
Svensson	0.093	0.081	0.030	0.031	0.073	0.069	0.022	0.025
VRP	0.092	0.079	0.031	0.032	0.074	0.067	0.023	0.025

Source: own calculations.

Table 4. *Out-of-sample pricing errors in different yield curve segments for the Svensson and VRP model (PLN/100 PLN of nominal value)*

Model		Time to maturity (years)				
		<1; 2)	<2; 3)	<3; 5)	<6; 8)	<8; 10)
Svensson	RMSE	0.077	0.086	0.096	0.107	0.160
	MAE	0.058	0.071	0.073	0.085	0.130
VRP	RMSE	0.076	0.082	0.096	0.108	0.150
	MAE	0.059	0.067	0.074	0.085	0.118

Source: own calculations.

Before discussing the results, let us recall the basic features of both models which are critical for the results of the out-of-sample analysis. First, the Svensson model has a parsimonious functional form ensuring an adequate level of smoothness and stability. It is therefore expected that the model performs good in the stability analysis. The B-spline models are potentially perfectly elastic and – as a consequence – potentially very unstable. However, with the VRP methodology adopted here the model is optimized for stability (minimized out-of-sample errors). For this reason its results should be good as well while still offering comparable (or better) goodness of fit.

Although the results from both models are very similar for the Polish bond market, in most cases the VRP model shows slightly better performance. The out-of-sample error statistics in Table 3 are consistent with the results presented in the literature for other bond markets. Anderson and Sleath's (2001) MAE estimates for UK are 0.09 for the Svensson model and 0.088 for the VRP B-spline model.

Table 4 reveals interesting facts about the distribution of errors across maturities. There is a clear positive correlation between the value of RMSE and MAE statistics and time to maturity. This is related to a relatively low number of bonds in the medium and long maturity segments in the Polish bond market – since 2004 the gap between maturities of longest bonds ranged between 2 and 3 years. When a bond was removed from the sample in the out-of-sample analysis, the gap could increase to even 5 years. As a result, out-of-sample yield curve estimates in the medium and long segment deviated significantly from full sample estimates for Poland.

2.4. Conclusions

The above presented empirical results were obtained for the Polish bond market characterized by a relatively low number of different bond issues. As a result, a thorough analysis of VRP model's capabilities was not possible, which resulted in fairly similar results for both models. Nevertheless, VRP outperformed other models by a small margin in most cases.

The advantages of the B-spline VRP models over the parsimonious Svensson model are widely known in the literature. While the B-spline models are considered fairly robust analytical tools²¹ the Svensson approach has several widely known weaknesses which were not addressed directly in this paper. The most important of them are:

- low elasticity at the short end of the yield curve (see e.g. Gurazdowski 2003),
- high degree of instability and a tendency to "explode" at the short end (see e.g. Stamirowski 1999),
- non-uniqueness of estimates and their dependence on the starting point for estimation (see e.g. Csajbok 1998),
- high correlation of estimators, and low robustness of estimates to changes of instrument sets or their prices in distinct - even distant (not adjacent) - segments of the curve (see e.g. Anderson, Sleath 2001).

As the main advantages of the Svensson model – low complexity and computational requirements – have become less important²² a number of institutions switched to piecewise polynomial VRP models. The VRP models are currently used by a large number of major central banks worldwide, e.g. Federal Reserve Banks in the US, the Bank of Japan, the Bank of England (BIS 2005).

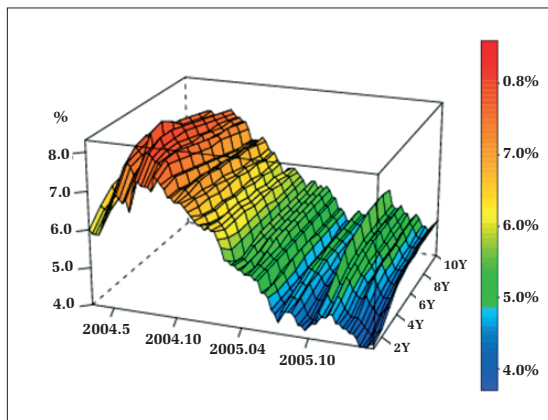
3. Interest rates in Poland - term structure and dynamics

In this section we use the VRP estimates to analyse bond market dynamics in Poland. In particular, we apply a simple time-series based method to evaluate the influence of economic events (e.g. monetary policy decisions) on the shape and level of the yield curve. Figure 7 presents the VRP model based zero-coupon rate estimates for the Polish bond market.

²¹ See e.g. Bliss (1996), Waggoner (1997), Anderson, Sleath (2001), Bolder, Gusba (2002).

²² Mainly due to a fast development of computer technology, which allowed a drastic reduction in the time of computation.

Figure 7. *Term structure of zero-coupon rates in Poland*



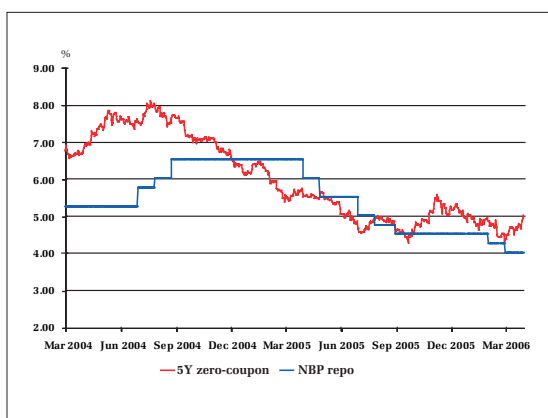
Source: Reuters; author's calculations.

3.1. Bond market dynamics in Poland

A comprehensive analysis of bond market dynamics should be based on a data panel consisting of time series of zero-coupon rates covering a full range of maturities. Zero-coupon rates obtained for Poland with the VRP model (see Figure 7) are appropriate for this purpose.

Within the framework of "traditional" time series analysis, complete identification of the processes determining the yield curve structure and dynamics would require a multi-dimensional and potentially integrated structural VAR model with a multivariate GARCH noise process. Such comprehensive time-series modelling is beyond the scope of this paper. The analysis conducted in this section is limited to univariate analysis of zero-coupon rates in a single yield curve segment. This is sufficient to fulfil the main objective of this section, which is to capture the basic properties of bond market dynamics in Poland and present a method of testing influence of economic events on interest rates.

Figure 8. *NBP base rate and 5-year zero-coupon interest rates*



Source: Reuters.

The results presented below were obtained for 5-year zero-coupon rates. The 5-year bond market segment has satisfactory liquidity and its dynamics should capture both the market's short term forecasts of central bank rates as well as medium term expectations regarding inflation, monetary policy and other factors like GDP growth and credit risk. The analysis covers the time range 03.2004–03.2006 and includes virtually one full cycle of monetary policy tightening and easing (see Figure 8). This should guarantee that all basic yield curve shapes are included in the sample thus enabling a proper and unbiased examination of the data generating process.

The time series of 5-year zero-coupon rates were tested for integration with the ADF and KPSS unit root tests. In either case strong evidence was found in favour of the unit root hypothesis, which implied integration of order 1. Further analysis of the differentiated time series revealed heteroscedasticity (variable variance of the noise process), high kurtosis (7,52 vs. 3 in a Gaussian distribution), and volatility clustering. The above features – characteristic for GARCH processes – were taken into account in the final specification of the model. Eventually the model was structured as a zero-mean AR(1)-GARCH(1,1) process with the following specification and parameter estimates:

$$\begin{aligned}\Delta r_t &= 0.8\Delta r_{t-1} + U_t\sigma_t \\ \sigma_t^2 &= 1.6 \cdot 10^{-4} + 0.08(\Delta r_{t-1})^2 + 0.89\sigma_{t-1}^2\end{aligned}\quad (58)$$

where r_t denotes a 5-year zero-coupon rate at the time t , σ^2 – variance of the white noise component, and $U_t \sim N(0,1)$. The estimates were found statistically significant at the standard level 5%.

3.2. Influence of changes in central bank rates on bond yields

With the above presented model it is possible to forecast volatility in the bond market (at least for a short time horizon). Volatility forecasts can be used to formulate interval forecasts of the level of interest rates. The concept of interval forecasts consists in determining a fluctuation range (confidence interval) which – with a given probability – will not be exceeded within a given time in the future. A forecast with a 90% confidence interval assumes, that in only 10 out of 100 cases the realization of the analysed process will exceed the forecast interval bounds. If we assume, that these 10% correspond to market's reactions to unanticipated and significant events then within the same framework a test for the significance of these events can be constructed. Bounds of the interval forecast can be treated as critical values of the test and used for evaluating the realized reaction of the variable tested. If the bounds are exceeded then

with a probability of making a mistake equal 10% a null hypothesis should be rejected that the market's reaction to a given event (and thus its influence) was statistically insignificant (realization of the noise disturbance).

In order to present a possible area of application of this test let us analyse the influence of changes in the National Bank of Poland base interest rate on the domestic bond market. The analysis covers several dates from the period March 2004 – March 2006.

The test is conducted on the basis of zero-coupon rates with maturities from 1 to 12 years estimated with the VRP model. Testing the significance of the yield curve's reaction to an event requires a prior estimation of a series of critical values corresponding to different market segments. A set of critical values allows constructing a line of critical values which can be used for graphical evaluation of the results. In Figure C zero-coupon rate estimates for the Polish bond market are presented for dates immediately before and after NBP's monetary policy decisions. The reactions to decisions in June, July 2004, and June, July 2005 were analysed. The data sample contains decisions which had, and which did not have a significant impact on the market. This should facilitate a proper evaluation of the method proposed.

It's worth noting that the width of confidence bands varies across dates and maturities. It is determined by two major factors: the forecast of volatility in a given maturity segment and a number of days between the dates compared. The width of the confidence band is proportional to volatility on the one hand, and to a square root of time between the dates compared on the other.

Charts presented in Figure C facilitate visual evaluation of the market's reaction to NBP's interest rate decisions. The test is conducted by comparing a zero-coupon curve a day after the NBP MPC's meeting with its 90% confidence interval forecast made before the decision. If the confidence bands are exceeded then the market's reaction was statistically significant and – by implication – the decision not fully expected.

The analysis of yield curve reactions to NBP decisions reveals some interesting facts about the market's expectations regarding future interest rates in Poland. In particular, the results indicate that the Reuters economist poll²³ has only limited value as a source of information about the market's interest rate expectations.

Before discussing the main findings let us briefly recall several NBP's monetary policy decisions between March 2004 and March 2006. The main

focus is on the yield curve reaction and accuracy of the Reuters poll median forecast.

The decision made on 30.06.2004 was different from the median forecast. In spite of this the market's reaction was moderate – bond yields rose at the short end and remained stable at the long end – which implies that the survey median did not precisely reflect the market's expectations. The situation in July was similar. Although the decision on 28.07.2004 to raise the base rate by 25 bp. was different from the median forecast, the market's reaction was statistically not significant. Again, the median forecast did not accurately reflect the actual expectations. The rate cut in June 2005 was deeper than the survey median expectations. As a result, the entire yield curve shifted downwards – a usual reaction. The situation in July was also standard. The NBP's decision was in line with the survey median and was followed by virtually no reaction in the bond market.

From the above case-study analysis it is evident that it is difficult to assess if the market was surprised by a monetary policy decision (or any other event) by comparing survey median forecasts with the actual central bank's decision. To properly evaluate the market's reaction to e.g. central bank's decisions several issues have to be kept in mind. First, expectations of market participants – responsible for any price action – may differ from expectations of economists taking part in the survey. Second, expectations expressed in the survey may change before the actual outcome (e.g. interest rate decision) is known. Third, significant information is lost when the distribution of expectations is characterized by the median only. The problem is especially important in case of strongly skewed distributions, when up to 50 per cent of market participants (or analysts) may be surprised (and trigger a significant price adjustment) even if the median forecast was correct²⁴. Fourth, some information about individual expectations is lost already at the stage of gathering individual forecasts. Note that the forecast provided by an economist in a survey is actually a rough approximation of the probability-weighted mean of different possible scenarios. The answer to the survey question is the same when a probability equal 55% or 95% is attached to a given scenario. This should not be a serious problem for surveys with large number of participants when individual approximation errors tend to compensate. In case of smaller surveys however, this may occasionally result in an apparent

²³ Reuters survey conducted each month among market analysts and concerning the expectations regarding the next NBP's interest rate decision.

²⁴ It is important to note that given the heterogeneity of expectations all market participants whose forecasts were different from the actual outcome are – by definition – surprised. Nevertheless, the market – as a whole – may be not surprised (no significant price adjustment occurs) if the distribution of individual expectations is symmetric.

consensus of expectations while actually the probability attached to the median scenario by the majority of participants may be close to 50%. Fifth, even if the interest rate decision is in line with expectations, the market may be surprised by the central bank's communiqué after the monetary policy meeting and react with a price adjustment.

The problems mentioned above have to be kept in mind when survey based forecasts are evaluated. However, they do not play a significant role when the market's reaction (surprise) is measured with the proposed time-series based method. Regardless of the origin or reason of the market's reaction, the participants are assumed to be surprised if the price adjustment after an event is statistically significant in a given yield curve segment. In all the cases of NBP decisions described above the proposed test gave reasonable results, in each case consistent with the corresponding ex post comments by market analysts.²⁵ Therefore, despite its limitations which include the inability to identify and separate the reasons for price adjustments, the test may be a useful analytical tool.

4. Summary

The purpose of this paper was to present the most commonly used parametric and spline-based methods of yield curve estimation. The basic concepts related to yield curve modelling were presented and some up-to-date techniques discussed in more detail. The class of B-spline models smoothed with a variable roughness penalty (VRP) was found most reliable. The B-spline VRP models – with virtually unlimited calibration capabilities – offer yield curve estimates with a high degree of precision, along with an adequate level of

smoothness and stability. Due to their high accuracy and low co-dependence of results for different curve segments, VRP model based zero-coupon rate estimates can be used for precise modelling of yield curve structure and dynamics. An example of their application is the method of evaluating the influence of exogenous factors on financial variables (e.g. interest rates). The main advantage of the method proposed is its capability to distinguish between economically meaningful and random price movements with a certain degree of statistical objectivity. Due to a high noise component in realisations of virtually all financial market processes, it is usually very difficult to correctly verify hypotheses concerning the influence of unexpected events on the market. Empirical analysis suggests that the proposed test may be a useful approach to solving problems of this kind.

In the technical part of the paper a modification of the standard smoothing mechanism for B-spline models has been proposed. The discrete stabilizer developed is an extension of the widely known difference penalty. The method preserves the main advantages of continuous stabilizers while facilitating analytical solutions and significantly reducing the time of computation.

When interpreting and evaluating results presented in this paper it has to be kept in mind that they were based on interest rate estimates from only one market. The Polish market of treasury bonds is characterized by moderate liquidity and periodically reduced efficiency. Given additionally a relatively low number of bond series outstanding and gaps in the time to maturity spectrum of the existing bonds, this constituted a serious obstacle to a fully reliable statistical analysis. Nevertheless, the empirical results obtained for Poland are consistent with findings by other authors obtained for other markets, which supports the reliability of the results presented in this paper.

²⁵ According to comments published on Reuters newswires.

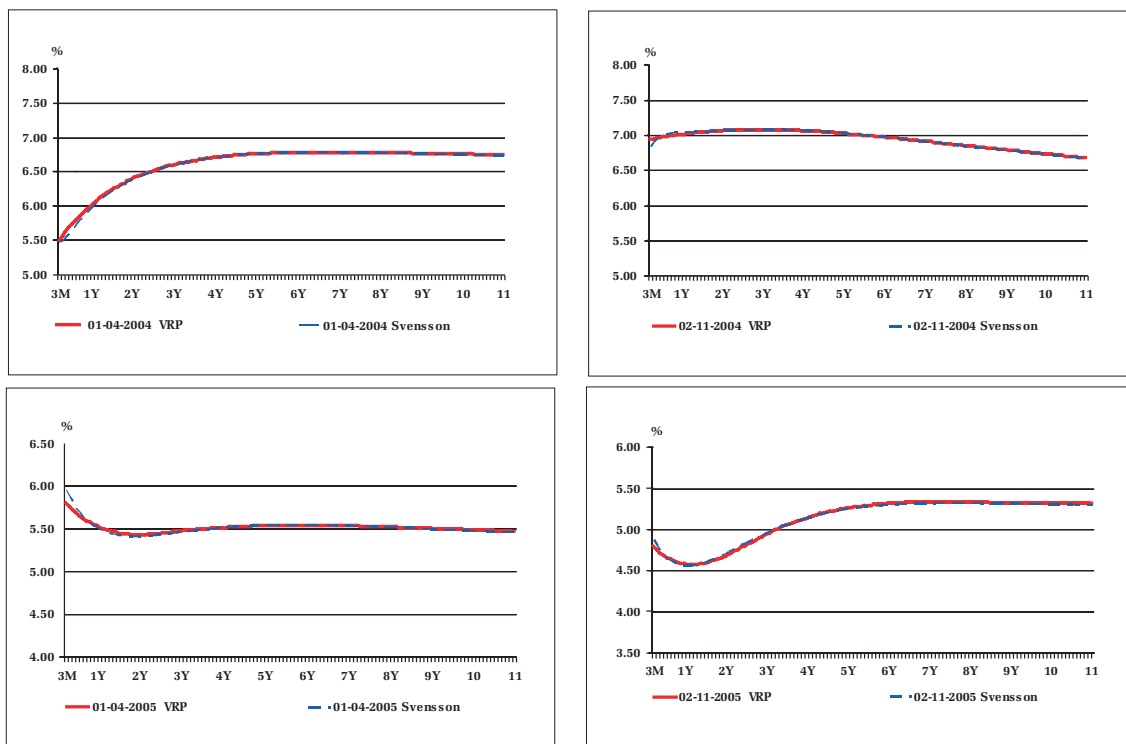
References

- Anderson N., Breeden F., Deacon, M., Derry, A., Murphy, G. (1996), *Estimating and Interpreting the Yield Curve*, John Wiley & Sons, Baffins Lane, Chichester.
- Anderson N., Sleath, J. (2001), *New estimates of the UK real and nominal interest rates*, "Working Paper", No. 126, Bank of England, London.
- Bekdache B., Baum, C.F. (1997), *The Ex Ante Predictive Accuracy of Alternative Models of the Term Structure of Interest Rates*, "Working Paper", No. 372, Boston College, Boston.
- BIS (2005), *Zero-coupon yield curves: technical documentation*, "BIS Papers", No. 25, BIS, Basle.
- Bliss R.R. (1996), *Testing Term Structure Estimation Methods*, "Working Paper", No. 96-12a, Federal Reserve Bank of Atlanta, Atlanta.

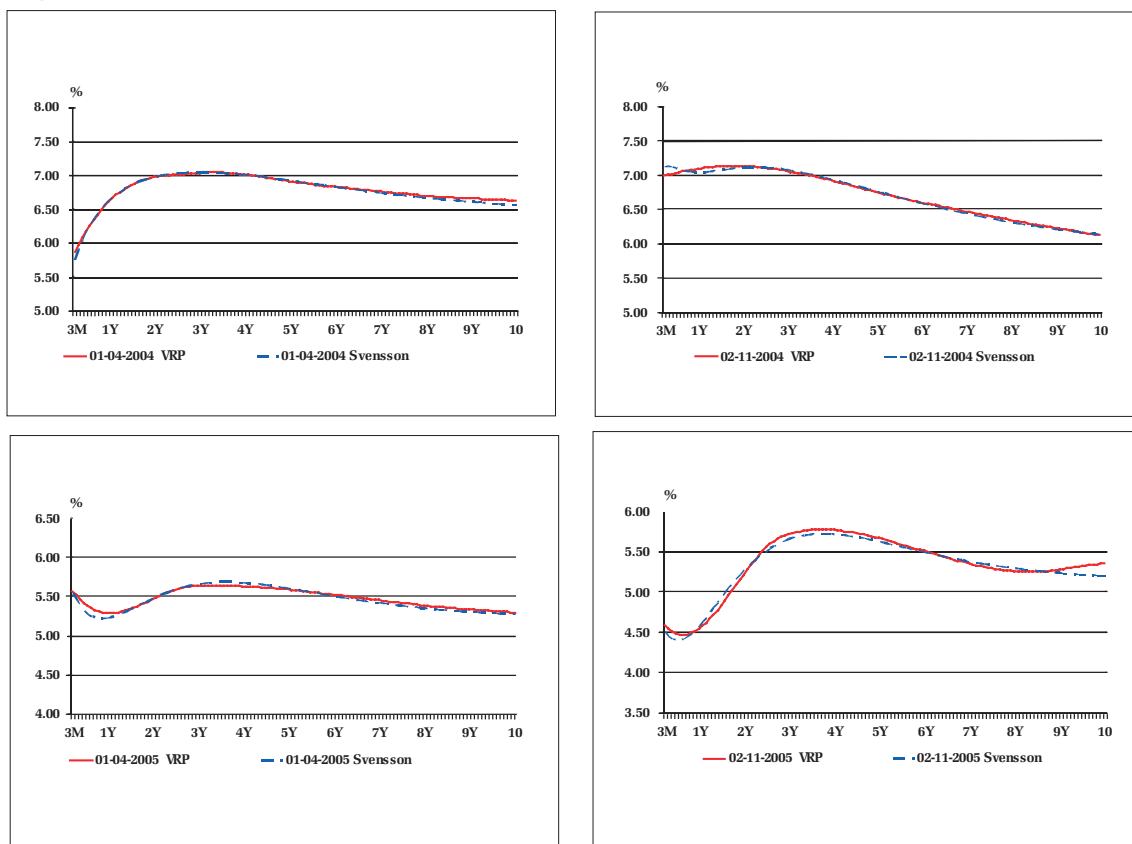
- Bolder D.J., Gusba S. (2002), *Exponentials, Polynomials, and Fourier Series: More Yield Curve Modelling at the Bank of Canada*, "Working Paper", No. 2002-29, Bank of Canada, Toronto.
- de Boor Carl (1978), *A Practical Guide to Splines*, Springer, Berlin.
- Csajbók A. (1998), *Zero-Coupon Yield Curve Estimation from a Central Bank Perspective*, "Working Paper", No. 1998/2, National Bank of Hungary, Budapest.
- Eilers P.H.C., Marx B.D. (1996), *Flexible Smoothing with B-Splines and Penalties*, "Statistical Science", Vol. 11, No. 2, p. 89-121.
- Fisher M., Nychka D., Zervos D. (1994), *Fitting the term structure of interest rates with smoothing splines*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C.
- Gurazdowski E. (2003), *Wykorzystanie modelu zmiennej sztywności krzywej stóp terminowych do przybliżania krzywej rynku pieniężnego*, „Bank i Kredyt”, nr 2, s. 87-91.
- Haerdle W., Linton O. (1994), *Applied Nonparametric Methods*, in: R.F. Engle, D.L. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics*, Volume IV, Elsevier Science, North Holland.
- Lancaster P., Salkauskas K. (1986), *Curve and Surface Fitting. An Introduction*, Academic Press Ltd, London.
- McCulloch J.H. (1971), *Measuring the Term Structure of Interest Rates*, "Journal of Business", Vol. 44, p. 19-31.
- McCulloch J.H. (1975), *The Tax-Adjusted Yield Curve*, "The Journal of Finance", Vol. 30, No. 3, p. 811-830.
- Nelson C.N., Siegel A.F. (1987), *Parsimonious Modeling of Yield Curves*, "Journal of Business", Vol. 60(4), p. 473-489.
- Stamirowski M. (1999), *Empirical application of the "Nelson and Siegel" parsimonious zero-coupon yield curve model*, „Materiały i Studia”, No.16, NBP, Warsaw.
- Svensson L.E.O. (1994), *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994*, "Working Paper", No. 4871, NBER, Cambridge, MA.
- Svensson L.E.O. (1995), *Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method*, "Sveriges Riksbank Quarterly Review", No. 3, p. 13-26.
- Waggoner D.F. (1997), *Spline Methods for Extracting Interest Rate Curves from Coupon Bond Prices*, "Working Paper", No. 97-10, Federal Reserve Bank of Atlanta, Atlanta.

Appendix

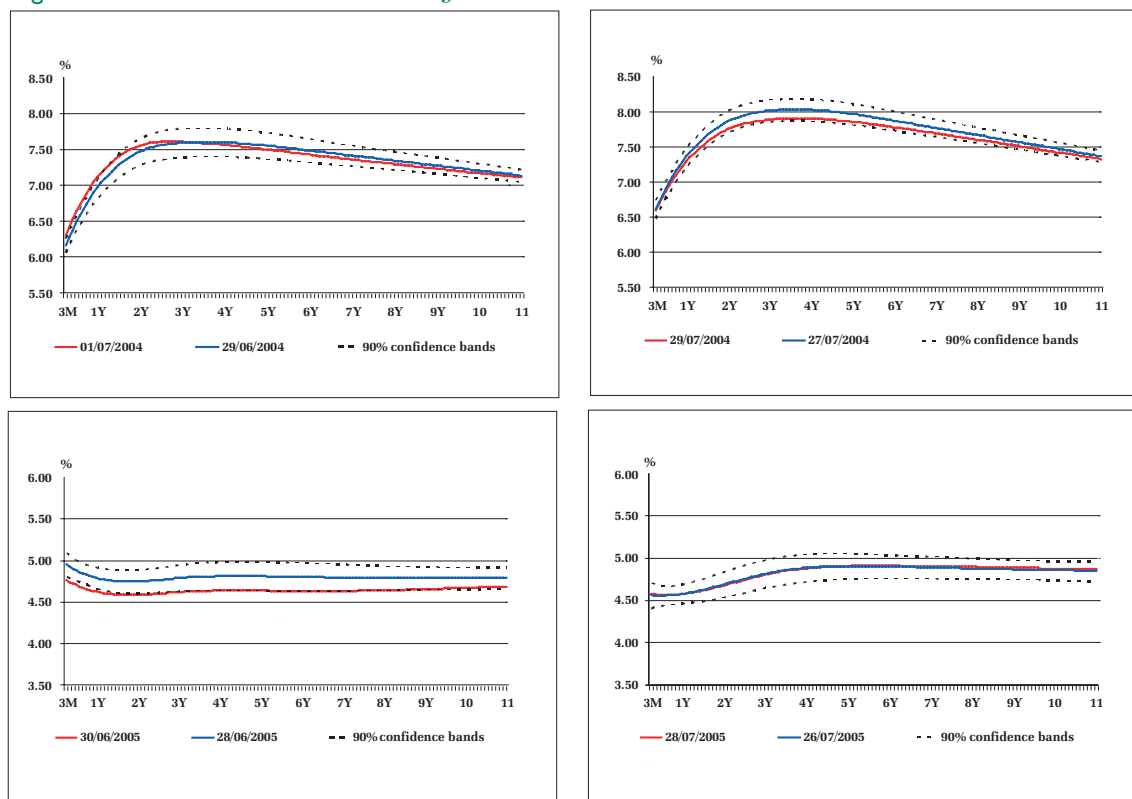
Figure A *VRP vs Svensson model - zero coupon rate estimates*



Source: Own calculations.

Figure B *VRP vs Svensson model - 3-month forward rate estimates*

Source: Own calculations.

Figure C *Market's reaction to changes in NBP rates*

Source: Own calculations.

René Sédillot, *Moralna i niemoralna historia pieniądza*

Review of the book by René Sédillot, *Moral and Immoral History of Money*

Wydawnictwo W.A.B, Warszawa, 2002

rec. Grzegorz Wójtowicz*

W rozwoju cywilizacji olbrzymią rolę odegrały trzy doskonałe wynalazki – ogień, koło i pieniądz. Posługując się pieniądzem – w takiej lub innej formie – nie zastanawiamy się nad jego naturą i funkcją. Tak w słowie wstępnym zaczyna swą opowieść o pieniądzu René Sédillot. Urodzony sto lat temu francuski historyk i dziennikarz czterokrotnie otrzymywał Nagrody Akademii Francuskiej. Popularność i zaszczyty przyniosły mu przede wszystkim prace poświęcone historii czarnych rynków, franka, inflacji i złota.

Recenzowana historia pieniądza składa się z szesnastu krótkich rozdziałów.

W pierwszym rozdziale Autor stara się przedstawić długą drogę człowieka do transakcji wymiany. Próbuje dokonać rekonstrukcji historii handlu z czasów, gdy nie było jeszcze pieniądza. Towar wymieniano na towar. W szczególnych sytuacjach taki handel wymienny występował nawet w minionym, XX wieku. Bohaterami tego fragmentu książki są między innymi Polacy. Nie brzmi to sympatycznie, ale przypomina smutne fakty z lat okupacji i późniejszych czasów gospodarki niedoborów.

Handel wymienny zawsze był niewygodny, bo nie było łatwo dopasować do siebie towary oferowane przez obie strony transakcji. Jednak dopiero w długim okresie wykształciły się reguły używania jako

miernika wartości i pośrednika w handlu pewnych towarów, które stały się „pieniądzem towarowym”. Modne były pieniądze roślinne – ryż, herbata, migdały, pieprz, kakao – albo tkaniny, będące też towarem pochodzenia roślinnego. Nie można także nie wspomnieć o tulipanie, pszenicy lub życie. Nietrwałość roślin kazała zwrócić uwagę na minerały: kamienie, sól, a w końcu metale. Wielką karierę robiły pieniądze-musze. Pieniądza dostarczał też świat zwierzęcy, skąd pochodziły ryby, skóry i futra oraz bydło. W roli waluty występowali często niewolnicy.

Wygrał jednak pieniądz metalowy, a przede wszystkim ze srebra lub złota. Moneta jako płaski krążek powstała prawdopodobnie około 680 roku przed naszą erą. W kolejnym stuleciu doszło już do pierwszego w dziejach dewaluacji pieniądza – zmniejszenia zawartości kruszcu w monecie.

Srebro i złoto konkurowały ze sobą. O wynikach ich batalii decydował rynek. Rynek też stale oceniał wartość monety ze względu na zawartość kruszcu. Lepsza moneta znikała z obiegu, co w starożytności nie uszło uwadze Arystofanesa. Potem zauważył to Mikołaj Kopernik, a po nim Tomasz Gresham i ostatecznie jego nazwiskiem ochrzczono prawo obiegu pieniężnego: „zły pieniądz wypiera dobry”.

W kolejnych rozdziałach Autor zajmuje się „królem metali” – złotem. Serial ciekawych opowiadań ma swój finał w powstaniu systemu waluty złotej

* Narodowy Bank Polski.

wspartego odkryciami nowych złóż w XIX wieku i rezygnacją ze srebra jako podstawowego kruszcu monetarnego.

Siódmy rozdział to omówienie początków pieniądza papierowego. Jako pierwsi wprowadzili go do obiegu wynalazcy papieru, Chińczycy. Na uwagę zasługują doświadczenia z pieniądzem papierowym Francuzów, zauroczonych emisją, którą organizował Szkot John Law, a potem emisją asygnowaną z czasów Rewolucji.

Następny rozdział przedstawia narodziny kolejnych walut: dolara amerykańskiego, franka francuskiego, franka belgijskiego, franka szwajcarskiego, liry włoskiej, marki niemieckiej i innych walut krajów Europy i Azji.

Kontynuacją historii wielu walut są burzliwe wydarzenia w XX wieku, opisane w dalszych rozdziałach książki. Rosja, podobnie jak inne kraje, w czasie pierwszej wojny światowej odeszła od pokrycia banknotów w złocie i wielokrotnie powiększyła emisję papierowych rubli. Obieg rubli w dobie „walki klas” wzrósł z 1,7 miliarda na początku 1914 r. do 810 kwadrylionów w marcu 1924 r., nie licząc emisji lokalnych. Jeden milion rubli był w końcu wart 0,002 przedwojennej kopiejki. Towary zastępowały pieniądź. Powrót do nowego rubla okazał się niezwykle trudnym przedsięwzięciem. Powojenna inflacja wystąpiła też w odrodzonej Polsce, czemu autor poświęca kilka zdań, a także w Austrii, na Węgrzech i w Niemczech. Ten ostatni przypadek i dalsza historia marki, opisane na blisko dziesięć stronach, dobrze charakteryzują skomplikowane losy pieniądza. Przenoszą one uwagę Czytelnika na sytuację po drugiej wojnie światowej. Światowy rekord hiperinflacji ustalają Węgry, gdzie w 1946 r. do obiegu wchodzi forint o wartości... 400 tysięcy kwadrylionów używanego wcześniej pengő. W książce jest też mowa o innych kryzysach monetarnych, których skutki, także polityczne, okazywały się szczególnie dramatyczne.

Systemy monetarne, mimo różnych prób, nie wróciły już do stabilnego systemu waluty złotej sprzed pierwszej wojny światowej. Dolar, który przez długi czas dominował w świecie walut, został definitywnie oderwany od złota na początku lat siedemdziesiątych ubiegłego wieku. Powszechna stała się płynność kursów walut. To zrodziło ideę wspólnej waluty europejskiej. Ten wątek nie jest kontynuowany, gdyż Autor zakończył prace nad książką wcześniej, przed tworzeniem i powstaniem strefy euro.

Jako historyk dużą wagę przywiązuje do „genetyki pieniądza”. Cały rozdział poświęca pochodzeniu nazw jednostek pieniężnych, terminów monetarnych itd.

Trzy ostatnie rozdziały noszą tytuły sformułowane jako pytania. Czy świat może obyć się bez pieniędzy? Tak, ale pod przymusem, w izolacji i tylko przez pewien czas. Czy można uwolnić się od złota? Tak, ale trzeba spełnić kilka warunków. Gdy Autor udziela takiej odpowiedzi, świat jeszcze tęsknił za złotem. Czy można obyć się bez gotówki? Tak, bo technika na to pozwala, ale – zdaniem Autora – wszędzie są spryciarze, którzy ciągle wolą anonimową gotówkę od innych form pieniądza, niemających już uroku anonimowości.

Gdy mowa o tych spryciarzach trzeba wrócić do atrakcyjnego i jednocześnie prowokacyjnego tytułu książki. Historia pieniądza jest moralna i niemoralna zarazem. Autor swą refleksję na ten temat zawiera w kilkunastu zdaniach poprzedzających słowo wstępne. Nie zdradzając treści, warto zachęcić do ich przeczytania, a potem do lektury kolejnych części książki.

Jest to historia pieniądza nakreślona piórem historyka, a nie ekonomisty. Nie jest więc analizą problemów monetarnych, ale opisem faktów i zjawisk, w którym zawarto wiele smakowitych szczegółów, składających się logicznie na całość problemu dziejowego rozwoju pieniądza.

Autor, co zrozumiałe, wiele miejsca poświęcił walucie francuskiej, która przez większość swojej historii była w cieniu brytyjskiego funta, potem amerykańskiego dolara i w końcu niemieckiej marki. Chyba jednak nie przesadził z proporcjami, dostarczając ciekawych informacji o wielu perypetiach pieniądza we Francji.

Książka R. Sédillota powstała z myślą o szerokim kręgu odbiorców. Język jest prosty, a styl dość barwny, co czyni lekturę łatwą i w sumie przyjemną. Książkę można polecić ekonomistom, którzy nie powinni przecież czytać wyłącznie prac napisanych przez innych ekonomistów. Refleksje historyków gospodarczych zasługują z pewnością na uwagę, gdyż wzbogacają wiedzę, ujawniają dochodzenie do prawdy o pieniądzu metodą prób i błędów oraz przestrzegają, że z lekcji historii nie zawsze wyciąga się odpowiednie wnioski.

Marzanna Poniatowicz, *Dług publiczny w systemie finansowym jednostek samorządu terytorialnego (na przykładzie miast na prawach powiatu)*

Review of the book by Marzanna Poniatowicz, *Public Debt in the Financial System of Local Government Units (on the Example of Cities with Poviast Rights)*

Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku,
Białystok, 2005

rec. Agnieszka Alińska*

Członkostwo naszego kraju w strukturach Unii Europejskiej sprawia, że coraz większego znaczenia nabiera problem utrzymania wartości długu publicznego na odpowiednim poziomie. Jednak zarówno w teorii ekonomii, jak i praktyce gospodarczej państw dotychczas nie udało się jednoznacznie określić bezpiecznego poziomu tej kategorii ekonomicznej. Zarządzanie długiem publicznym w skali kraju stanowi odrębny zakres polityki prowadzonej niezależnie od polityki monetarnej i fiskalnej.

Jednym z istotnych elementów składowych wartości zadłużenia publicznego jest dług samorządowy, tzn. powstający na poziomie gmin, powiatów i województw. Pozycja, znaczenie i wpływ jednostek samorządu terytorialnego na rozwój społeczno-ekonomiczny kraju, zwłaszcza w zakresie niwelowania dysproporcji rozwojowych między regionami, sprawiają, że podmioty te wymagają wsparcia w postaci dodatkowych środków finansowych, szczególnie o charakterze zwrotnym. Dostrzegając ten problem, pod koniec 2005 r. wydano książkę Marzanny Poniatowicz pt. *Dług publiczny w systemie finansowym jednostek samorządu terytorialnego (na przykładzie miast na prawach powiatu)*. Autorka podkreśla w niej, że pomimo wzrostu roli i znaczenia instrumentów dłużnych w systemie finansowym jednostek samorządu terytorialnego efektywność ich wykorzystania pozostaje

zbyt niska. Przyczyn tego stanu należy upatrywać przede wszystkim w uwarunkowaniach prawno-ekonomicznych, organizacyjnych i politycznych, które zostały szczegółowo omówione w kolejnych rozdziałach książki.

Pierwszy rozdział książki ma charakter teoretyczny. Zaprezentowano w nim podstawowe pojęcia z zakresu głównych teorii ekonomicznych dotyczących deficytu budżetowego i długu publicznego, w tym długu samorządowego. Szczegółowo zaprezentowano przegląd pojęć i interpretacji tych kategorii ekonomicznych oraz relacji między nimi.

W drugim rozdziale przedstawiono ogólne zasady funkcjonowania systemu finansowego jednostek samorządu terytorialnego w Polsce. Autorka wyszła z założenia, że system ten składa się ze sfery instytucjonalnej (tzn. podmiotów i instytucji), zasad prawnych oraz instrumentów finansowych związanych z gromadzeniem i wydatkowaniem środków pieniężnych przez jednostki samorządowe. Członkostwo Polski w strukturach UE sprawia, że interesującym ujęciem jest prezentacja sytuacji dochodowo-wydatkowej polskich samorządów na tle innych krajów UE. Istotnym elementem rozważań w tym rozdziale jest analiza rozmiarów zadłużenia sektora samorządowego. Dług komunalny jest tu traktowany jako jedno z podstawowych źródeł pokrywania niedoborów finansowych jednostek samorządu terytorialnego.

*Szkoła Główna Handlowa, Kolegium Ekonomiczno-Społeczne, Katedra Skarbowości.

W kolejnej części recenzowanego opracowania, zatytułowanej: „Granice zadłużania się jednostek samorządu terytorialnego”, zostały omówione podstawowe formalnoprawne ograniczenia możliwości finansowania przez poszczególne państwa Unii Europejskiej wydatków publicznych z deficytów budżetowych lub poprzez wzrost długu publicznego. Uwzględniając cel i zakres opracowania, Autorka udowadnia, że obowiązujące w Polsce regulacje prawne dotyczące możliwości zadłużania się samorządów negatywnie wpływają na sprawne i efektywne funkcjonowanie tej grupy podmiotów sektora publicznego. W szczególności podkreśla, że równowaga budżetowa w ujęciu lokalnym nie może być traktowana jako bezwzględne kryterium poprawności realizowanej polityki finansowej władz samorządowych.

Czwarty rozdział książki został poświęcony możliwościom praktycznego wykorzystania instrumentów dłużnych jako źródła pozyskiwania zewnętrznych środków finansowych przez władze samorządowe. Odpowiedni wybór instrumentu finansowego powinien uwzględniać analizę ofert kredytowych banków komercyjnych, możliwość emisji dłużnych papierów wartościowych (przede wszystkim obligacji i bonów komunalnych) oraz weksli inwestycyjnych i leasingu komunalnego. Opisując kolejne, możliwe do wykorzystania źródła i formy finansowania potrzeb kapitałowych samorządów, Autorka w interesująco sposób prezentuje ich zalety i wady.

Kolejny rozdział książki dotyczy oceny zdolności kredytowej jednostki samorządu terytorialnego jako integralnego elementu zarządzania długiem samorządowym. Omówiono w nim specyfikę oraz metodologię kredytowania samorządów. Wyróżniony został rating komunalny jako wstępna metoda oceny zdolności kredytowej, a także jako efektywna forma promocji polskich jednostek samorządowych na globalnym rynku finansowym. Jednocześnie Autorka słusznie sugeruje, że ocena ratingowa jest dobrą formą dokonywania porównań kondycji finansowej polskich samorządów i jednostek z innych krajów członkowskich UE.

Ostatnia część pracy (rozdział szósty) ma charakter empiryczny. Autorka wykorzystała w nim jedną z metod modelowania ekonometrycznego, tzw. modelowanie miękkie, do zbadania zależności między potencjałem finansowym 66 miast na prawach powiatu a ich zobowiązaniami finansowymi. Należy podkreślić, że metoda ta dotychczas nie była wykorzystywana w Polsce do analiz gospodarki finansowej jednostek samorządu terytorialnego. Otrzymane, w wyniku estymacji modelu miękkiego, wysokie miary ładunków czynnikowych w odniesieniu do wydatków majątkowych, w tym inwestycyjnych, potwierdziły tezę o dominującym wykorzystaniu długu lokalnego do finansowania przedsięwzięć inwestycyjnych, a nie

na cele bieżące. Wykazano również, że największym zadłużeniem charakteryzują się jednostki najbogatsze oraz najaktywniejsze inwestycyjnie. Otrzymane syntetyczne miary zobowiązań finansowych pozwoliły Autorce na stworzenie rankingu miast na prawach powiatów, z uwzględnieniem roli długu w ich systemach finansowych.

Uznanie budzi treść teoretyczno-empiryczna recenzowanego opracowania, jak też interesująca forma prezentacji omawianych zagadnień. Oprócz wartości teoretycznych i wyników badań empirycznych Autorka wykorzystała także metodę analizy w ujęciu międzynarodowym. Przedstawiła osiągnięte wyniki poszczególnych krajów UE w zestawieniu z danymi odzwierciedlającymi stan i pozycję finansową polskich samorządów. Międzynarodowy charakter publikacji oprócz możliwości analizy porównawczej stwarza także szanse na wykorzystanie doświadczeń z działalności samorządów w krajach UE w zakresie stosowania różnorodnych instrumentów finansowych. Dotychczas brak było tak kompleksowego i wszechstronnego opracowania w dziedzinie zadłużania się jednostek samorządu terytorialnego. Taki zakres i ujęcie problemu pozwalają na zaprezentowanie szczególnej roli i znaczenia jednostek samorządu terytorialnego jako jednej z grup podmiotów sektora publicznego, która wpływa nie tylko na wysokość generowanego długu publicznego, ale także jest zdolna do efektywnego wykorzystania zwrotnych środków finansowych. Wnikliwe spostrzeżenia i trafne wnioski Autorki książki uwidaczniają, że na obecnym poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego kraju, w związku z koniecznością realizacji nowych inwestycji infrastrukturalnych potrzebne są dodatkowe udogodnienia i nowe regulacje prawne w tym zakresie, aby władze samorządowe mogły w większym stopniu korzystać z ofert rynku finansowego. Z zaprezentowanych danych wynika bowiem, że rynek długu komunalnego dotychczas charakteryzował się niewielką ogólną wartością transakcji finansowych. Dodatkowo był zdominowany przez kredyty bankowe oraz pożyczki od instytucji finansowych i niefinansowych (przede wszystkich z Funduszy Ochrony Środowiska i Gospodarki Wodnej). Obecnie władze samorządowe coraz chętniej wykorzystują emisję dłużnych papierów wartościowych (głównie obligacji komunalnych).

Konkludując, Autorka udowadnia, że wartość długu generowanego przez samorządy będzie wzrastała. Przyczyn tego należy upatrywać przede wszystkim w ograniczonych zasobach pozyskiwania dochodów własnych, wyczerpanych możliwościach pozyskiwania krajowych środków z poziomu centralnego oraz coraz większych potrzebach ponoszenia wydatków budżetowych polskich samorządów. Te ostatnie wynikają głównie z coraz bogatszej oferty i większych

możliwości wykorzystywania funduszy UE oraz wzrastającego zapotrzebowania na realizację kapitałochłonnych projektów inwestycyjnych przygotowywanych i realizowanych przez władze samorządowe. Wszystkie te działania będą determinowały wzrost poziomu zadłużania się władz samorządowych w najbliższych latach. Autorka opowiada się za szybkim zniesieniem lub zmianą restrykcyjnych ograniczeń możliwości zadłużania się samorządów, co przy obecnie proponowanych zmianach w ustawie o finansach publicznych jest stwierdzeniem niezwykle trafnym.

Atutem pracy jest wieloaspektowe podejście do analizowanej problematyki oraz dogłębne, szczegółowe analizowanie czynników, które wpływają na poziom zadłużania się jednostek samorządowych w Polsce. Widoczna jest przy tym umiejętność stosowania jasnych kryteriów selekcji najistotniejszych zagadnień. O ponadprzeciętnych walorach recenzowanej książki stanowią głównie jej aktualność i ranga

podejmowanych problemów. Należy ponadto podkreślić, że omawiane tematy charakteryzują się wysoką przydatnością w dalszych analizach zarówno w ujęciu mikro-, jak i makroekonomicznym. Dotyczy to przede wszystkim wzrostu znaczenia samorządów w sektorze publicznym, określania optymalnego poziomu ich zadłużania się, a także możliwości absorpcji przez samorządy środków finansowanych z funduszy i programów UE.

Recenzowana książka Marzanny Poniatowicz jest cenną pozycją wydawniczą adresowaną nie tylko do studentów wyższych szkół ekonomicznych, ale także praktyków zajmujących się finansami lokalnymi, a przede wszystkim pracowników samorządów i przedstawicieli szeroko pojętych instytucji finansowych, zainteresowanych obsługą sektora samorządowego. Jest to więc wartościowa pozycja wydawnicza, zarówno pod względem poznawczym, jak i dydaktycznym.

ERRATA

W numerze 9/2006 pojawił się błąd w opisie tabeli.

Właściwy opis powinien brzmieć:

Tabela 1. Operacja otwartego rynku w rozbiciu na terminy i kwoty
Źródło: dane operacyjne RBA z 22 lipca 2005 r.

Za błąd przepraszamy Autora i Czytelników.

Wydawca