

BANK I KREDYT

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

wrzesień
2008

- 3 **Adam Koronowski**
Niepewność skutków a decyzja o przystąpieniu do strefy euro
Uncertainty about its Effects and the Decision to Join the Euro Zone
- 14 **Tomasz Łyziak, Ewa Stanisławska**
Consumer Inflation Expectations in Europe: Some Cross-country Comparisons
Oczekiwania inflacyjne konsumentów w Europie – analiza porównawcza
- 29 **Jerzy Marzec, Jacek Osiewalski**
Bayesian Inference on Technology and Cost Efficiency of Bank Branches
Wnioskowanie bayesowskie o technologii i efektywności kosztowej oddziałów banku
- 44 **Marcin Staszewski**
Efekt dyspozycji na rynku IPO Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie
The Disposition Effect on the IPO Market of the Warsaw Stock Exchange
- 56 **Elżbieta Czarny**
Sprawozdanie z X Konferencji European Trade Study Group
10th European Trade Study Group Conference Report
- 62 **Marek Garbicz**
Roman Frydman, Michael D. Goldberg, *Imperfect Knowledge Economics. Exchange Rates and Risk*
Review of the book by Roman Frydman, Michael D. Goldberg, *Imperfect Knowledge Economics. Exchange Rates and Risk*
- 67 **Wiesława Przybylska-Kapuścińska**
Miroslav Beblavý, *Monetary Policy in Central Europe*
Review of the book by Miroslav Beblavý, *Monetary Policy in Central Europe*
- Europejska Integracja Monetarna (educational insert in Polish only)**
Michał Lachowicz
Dotychczasowy bilans korzyści i kosztów z utworzenia strefy euro
Euro Area - Cost and Gains of its Creation to Date

Rada Naukowa/Scientific Council

Peter Backé (Oesterreichische Nationalbank), Wojciech Charemza (University of Leicester), 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), Bartłomiej Kamiński (University of Maryland; The World Bank), Jerzy Konieczny (Wilfrid Laurier University), Wojciech Maciejewski (Uniwersytet Warszawski), Krzysztof Marczewski (Szkoła Główna Handlowa; Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktury), Ewa Miklaszewska (Uniwersytet Ekonomiczny 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), Sławomir Stanisław Skrzypek (przewodniczący/Chairman, prezes/President, Narodowy Bank Polski), Adalbert Winkler (European Central Bank, Frankfurt School of Finance and Management), Charles Wyplosz (Graduate Institute of International Studies, Geneva)

Kolegium Redakcyjne/Editorial Board

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

Zgodnie z wykazem sporządzonym przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego dla potrzeb przyszłej oceny parametrycznej jednostek naukowych, publikacjom naukowym w „Banku i Kredycie” przyznawane jest 6 punktów.

Wersje elektroniczne artykułów publikowanych w „Banku i Kredycie” są dostępne za pośrednictwem serwisu *Social Science Research Network* (<http://www.ssrn.com>)

Electronic versions of the articles published in "Bank i Kredyt" are available at the *Social Science Research Network* (<http://www.ssrn.com>)

Wydawca/Publisher

Narodowy Bank Polski

Kontakt/Contact

ulica Świętokrzyska 11/21, 00-919 Warszawa, Poland

tel.: +48 22 585 43 26

fax: +48 22 826 99 35

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 zamieszkałych 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

2008 r. - 204,00 zł, 1 egz. - 17,00 zł

Niepewność skutków a decyzja o przystąpieniu do strefy euro

Uncertainty about its Effects and the Decision to Join the Euro Zone

*Adam Koronowski**

pierwsza wersja: 30 czerwca 2008 r., ostateczna wersja: 8 września 2008 r., akceptacja: 7 października 2008 r.

Streszczenie

Artykuł poświęcony jest analizie możliwości sporządzenia bilansu korzyści i kosztów wynikających z przyjęcia euro. W tym celu przeprowadzono krytyczny przegląd omawianych w literaturze kosztów i korzyści ze wspólnego pieniądza, a następnie oceniono przydatność teorii optymalnego obszaru walutowego. W obu przypadkach wnioski wskazują na niemożność oceny skutków przystąpienia do unii monetarnej za pomocą dostępnej teorii. Również analiza doświadczeń strefy euro nie pozwala na sformułowanie jednoznacznych wniosków.

Powyższe spostrzeżenia mogą być przydatne do formułowania strategii przystępowania Polski do strefy euro. Strategia ta wskazuje nie tylko sposób spełnienia formalnych kryteriów wprowadzenia wspólnej waluty. Należy ją również rozumieć jako sposób racjonalnego działania w warunkach niepewności, które sprawi, że wspólna waluta – gdy już zostanie przyjęta – nie stanie się źródłem napięć i kosztów dla polskiej gospodarki.

Słowa kluczowe: unia monetarna, kurs walutowy, cykl koniunkturalny

Abstract

This paper starts with a critical review of possible costs and gains from joining the euro zone as presented in the literature. Then it assesses the applicability, coherence and reasonability of the theory of optimum currency areas. This analysis leads to a negative conclusion concerning the theoretical guidance in the process of making the decision to join the euro zone. Moreover, empirical observation does not provide clear solutions, either.

These remarks constitute a context to present a suggested strategy for Poland to join the monetary union. This strategy is not only to meet the Maastricht criteria but it is intended to promote a rational decision under uncertainty so that the euro – when introduced in Poland – is not a source of economic tension and costs.

Keywords: monetary union, exchange rate, business cycle

JEL: F31, F33, E32

* Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Siedlcach; e-mail: Adam.Koronowski@sfiz.siedlce.pl

1. Wprowadzenie

Polska jest traktatowo zobowiązana do przyjęcia euro po spełnieniu kryteriów z Maastricht. W praktyce decyzja o przystąpieniu do strefy euro może być dowolnie odwołana poprzez niepodjęcie formalnej deklaracji o włączeniu złotego do systemu ERM II, podobnie jak to dzieje się w Szwecji. Niezależnie od formalnych wymogów ostatecznym warunkiem decyzji o wprowadzeniu euro jest wiara w jej pozytywne skutki.

Różnice poglądów na korzyści i koszty z tytułu przyjęcia euro najlepiej wyrażają hasła „im szybciej, tym lepiej” oraz „kiedy to będzie korzystne”. To drugie podejście, balansujące na granicy truzizmu, sugeruje, że warunek ten będzie spełniony dopiero w przeszłości. Nie wiadomo wszakże, na jakiej podstawie wnioskuje się, że obecnie nie jest on spełniony, oraz jak w przyszłości stwierdzi się zmianę tego stanu.

Przekonanie, że korzyści z posługiwania się wspólnym pieniądzem są w zasięgu ręki, prowadzi do zalecenia możliwie szybkiego wejścia do strefy euro, a zatem przede wszystkim usilnego dążenia do spełnienia kryteriów z Maastricht, choćby nawet rodziło to konflikt pomiędzy szybką konwergencją nominalną a realną, tzn. niesło pewien koszt w krótkim okresie.

Czy taka odmienność opinii wynika stąd, że nie potrafimy sporządzić bilansu kosztów i korzyści z przyjęcia wspólnego pieniądza? W niniejszym artykule przedstawiam argumenty, że opracowanie takiego bilansu i podjęcie na jego podstawie świadomej, uzasadnionej decyzji jest niemożliwe, a konsekwencje błędu mogą być poważne. Na koniec chciałbym wskazać, że nawet w tych okolicznościach można zastosować strategię minimalizującą ryzyko błędnej decyzji.

Zasadniczą część artykułu stanowi analiza dwóch dziedzin, w których możemy – na próżno, jak twierdzą – poszukiwać odpowiedzi na pytanie o bilans kosztów i korzyści. Pierwsza dziedzina to określenie źródeł kosztów i korzyści oraz teoria optymalnych obszarów walutowych (dwie kolejne części artykułu). Druga dziedzina to doświadczenie – blisko dziesięcioletnie – strefy euro, będące przedmiotem dalszej części artykułu. W tym przypadku napotykamy poważne trudności z interpretacją zjawisk obserwowanych w krajach strefy euro. Częściowo wynika to zapewne właśnie z braku satysfakcjonującej teorii ujmującej zagadnienia integracji monetarnej. Wydaje się, że elementy nowej teorii dopiero się pojawiają. W każdym razie obserwacje empiryczne skłaniają raczej do sceptycyzmu w odniesieniu do korzyści ze wspólnej waluty.

Artykuł stanowi wyraz pewnego pesymizmu poznawczego w odniesieniu do badanego zagadnienia. Jednocześnie jednak świadomość przedstawionych ograniczeń w uzyskaniu *a priori* odpowiedzi na pytanie o bilans kosztów i korzyści z przyjęcia euro może być punktem zwrotnym, w którym spór między środowiskami, re-

prezentującymi różne, ale równie słabo umotywowane poglądy, zostanie zastąpiony racjonalnym działaniem w warunkach niepewności. Pewne propozycje w tej kwestii przedstawione są w ostatniej części artykułu.

2. Źródła korzyści i kosztów z tytułu przyjęcia wspólnego pieniądza

Kosztom stosowania kursu sztywnego jest utrata autonomicznej polityki pieniężnej, tzn. możliwości niezależnego ustalania przez krajowy bank centralny stóp procentowych dostosowanych do wewnętrznych potrzeb gospodarki (stabilność cen, odpowiedni poziom aktywności gospodarczej), w sposób nieskrępowany wymogiem utrzymania kursu sztywnego. W przypadku unii monetarnej oznacza to po prostu, że narodowe banki centralne nie podejmują indywidualnych decyzji o poziomie stopy procentowej. Koszt rezygnacji z własnej polityki pieniężnej i zmiennego kursu walutowego jest potencjalnie wysoki. Wewnętrzne potrzeby gospodarki kształtują się bowiem odmiennie w poszczególnych krajach unii, być może pod wpływem pewnych wstrząsów, i brakuje alternatywnych narzędzi polityki gospodarczej lub mechanizmów przywracających równowagę makroekonomiczną. Takim narzędziem może być antycykliczna polityka fiskalna. W praktyce jednak polityka fiskalna okazywała się raczej źródłem wstrząsów (np. doprowadzając do kryzysu ERM na początku lat 90.) i z tego względu w Unii Europejskiej została poddana ograniczeniom zapisanym w Traktacie z Maastricht oraz w Pakcie Stabilności i Wzrostu. Mechanizmem ekonomicznym, który zastępując kurs walutowy pozwalałby na zmianę pozycji konkurencyjnej kraju (cen relatywnych) i odpowiednio oddziaływałby na bilans obrotów bieżących i stan aktywności gospodarczej, mogłaby być zmienność cen. Niestety w rzeczywistości ceny pozostają sztywne w dół, co odzwierciedla sztywność płac. Wobec braku alternatywnych narzędzi lub mechanizmów utrzymywania równowagi makroekonomicznej wyzbycie się własnej polityki pieniężnej może być kosztowne w sytuacji, gdy gospodarka krajowa odbiega od stanu równowagi, a wspólna polityka pieniężna odpowiada odmiennym, dominującym w unii potrzebom gospodarczym innych krajów. Należy przy tym mieć świadomość, że polityka pieniężna nie zawsze może skutecznie i właściwie reagować na wstrząsy, zwłaszcza podażowe, których doświadcza gospodarka.

Korzyści ze wspólnej waluty nie są tak jednorodne jak koszty, nawet w teorii. Najważniejszą zapewne korzyścią z wprowadzenia wspólnego pieniądza upatruje się w eliminacji ryzyka kursowego. Nie ulega wątpliwości, że ryzyko kursowe utrudnia kalkulację ekonomiczną w odniesieniu do działalności na skalę międzynarodową, co z kolei może prowadzić do rezygnacji z podejmowania pewnych przedsięwzięć i ograniczenia

aktywności gospodarczej o zasięgu międzynarodowym. Eliminacja ryzyka kursowego wymaga poniesienia dodatkowych kosztów zawarcia transakcji, co wywołuje takie same skutki. Z tego względu wydaje się, że wprowadzenie wspólnej waluty i likwidacja ryzyka kursowego powinny być źródłem istotnych korzyści.

Powyższa argumentacja ma jednak istotną wadę: nie dopuszcza sytuacji, w której eliminacja ryzyka kursowego prowadzi do ujawnienia się niepewności towarzyszącej działalności gospodarczej – wynikającej z pewnych zdarzeń losowych, czyli wstrząsów – w postaci ryzyka innego niż ryzyko kursowe. Jeśli gospodarka doświadcza pewnego wstrząsu, np. negatywnie wpływającego na jej możliwości eksportowe i bilans płatniczy, to najprostszym rozwiązaniem jest wykorzystanie mechanizmu cenowego na poziomie międzynarodowym, tzn. zmiana kursu walutowego, zwłaszcza wobec sztywności cen wyrażonych w walucie krajowej. Oczywiście działanie tego mechanizmu jest źródłem ryzyka kursowego. Kiedy jednak mechanizm ten jest zablokowany, wstrząs, którego doznaje gospodarka, wywołuje inne skutki, np. względnie trwałe spadki eksportu, narastanie deficytu handlowego i ostatecznie spowolnienie wzrostu. To, co stanowi domniemaną korzyść z wprowadzenia wspólnej waluty, jest jednocześnie źródłem kosztu wynikającego z rezygnacji z możliwości zmiany kursu walutowego i swobodnego kształtowania własnej polityki pieniężnej. Istnienie takiego kosztu jest powszechnie uznawane za skutek wprowadzenia wspólnej waluty, jednak nie uważa się go za inny niż ryzyko kursowe. Przejaw niepewności towarzyszącej działalności gospodarczej. Bezpośrednie powiązanie korzyści z eliminacji ryzyka kursowego z ekonomicznym kosztem przyjęcia wspólnej waluty prowadzi nas do paradoksalnej obserwacji: tam, gdzie ów koszt byłby niewielki, a więc w przypadku niskiej niepewności, także ryzyko kursowe byłoby niskie, a więc korzyść ze wspólnej waluty okazałaby się znikoma.

Ryzyko kursowe może, co prawda, negatywnie wpływać na aktywność gospodarczą, ale istnienie mechanizmu cenowego (na poziomie kursu walutowego) wydaje się ograniczać koszt wstrząsów. W przypadku braku tego mechanizmu nie znika niepewność towarzysząca działalności gospodarczej i ograniczająca ją; samo dostosowanie do wstrząsu przybiera charakter zmiany realnej (spadku aktywności gospodarczej), a nie tylko nominalnej. Dla dopełnienia obrazu ryzyka kursowego zauważmy, że niekiedy zmienność kursu może nie tyle stanowić reakcję na pewne wstrząsy (zmiany o charakterze fundamentalnym), ile być wynikiem niezależnych procesów dokonujących się na rynku walutowym pod wpływem takich zjawisk, jak spekulacja na kontynuację trendu (*momentum trading*). Zmiana kursu przestaje być wówczas instrumentem amortyzacji wstrząsu, a sama staje się wstrząsem. Na rozwiniętych, przejrzystych rynkach niebezpieczeństwo takich sytuacji jest jednak niewielkie.

Wzrost aktywności gospodarczej w wyniku eliminacji ryzyka kursowego, w szczególności wzrost obrotów handlu międzynarodowego, jest przedmiotem badań empirycznych. Frankel i Rose (2000) twierdzą, na podstawie swoich badań z wykorzystaniem modeli gravitacyjnych, że w wyniku posiadania wspólnej waluty wartość wzajemnego handlu potraja się, a każdy procent wzrostu handlu odpowiada 1/3 procenta wzrostu PKB *per capita* w ciągu dwudziestu lat. Wyniki tych badań zostały jednak przyjęte bardzo sceptycznie. Efekt kreacji handlu w wyniku posiadania wspólnej waluty zazwyczaj jest oceniany znacznie niżej. Dla kontrastu można przytoczyć wyniki badań zawartych w pracy Ghosh et al. (1996), według których wzrost handlu jest o blisko 3 pkt proc. wyższy w systemie kursu płynnego niż w systemie kursu sztywnego.

W ramach analizy porównawczej systemu kursu sztywnego i płynnego Reinhart, Rogoff (2002) oraz Rogoff et al. (2004) wskazują, że kurs płynny (przy klasyfikacji reżimów *de facto*, a nie wg oficjalnej deklaracji) w krajach o dojrzałej gospodarce i rozwiniętych rynkach przynosi korzyści w postaci niższej inflacji i szybszego wzrostu. Z kolei Edwards i Yeyati (2003) potwierdzają, że kursy płynne stanowią efektywny mechanizm eliminacji negatywnych wstrząsów. Takie obserwacje zmuszają do ostrożnego podejścia do kwestii korzyści z rezygnacji z płynnego kursu walutowego i autonomicznej polityki pieniężnej, a tym bardziej rezygnacji z własnego pieniądza.

W stosunku do krajów, dla których przystąpienie do strefy euro oznacza obniżkę stóp procentowych (w stosunku do poziomów historycznych, a w domyśle w stosunku do poziomów poza strefą euro), przytacza się argument o korzyściach wynikających z tańszego kredytu, a zatem z wyższego poziomu inwestycji i szybszego wzrostu gospodarczego. W krajach o wysokim długu publicznym zwraca się też uwagę na obniżkę kosztu obsługi długu i wzrost wiarygodności rządu jako pożyczkobiorcy. Sam spadek stopy procentowej tłumaczy się eliminacją ryzyka kursowego i wzrostem wiarygodności polityki pieniężnej tych krajów po jej przyjęciu przez Europejski Bank Centralny.

W odniesieniu do spadku stopy wraz z eliminacją ryzyka kursowego należy stwierdzić, że koszt kapitału ze źródeł krajowych i zagranicznych (na mocy parytetu stóp procentowych) jest zawsze wyrażony krajową stopą procentową odzwierciedlającą cele polityki pieniężnej. Obniżka krajowej stopy procentowej spowoduje spadek kosztu kapitału zarówno ze źródeł krajowych, jak też zagranicznych – poprzez spadek kursu bieżącego krajowej waluty przy niezmiennych oczekiwaniach kursowych. Z kolei spadek premii za ryzyko, przy danych stopach krajowej i zagranicznej oraz oczekiwaniach kursowych, prowadziłyby do umocnienia waluty krajowej, tak że nie zmieniałby się koszt kapitału (stopa zwrotu) ze źródeł krajowych i zagranicznych. Krótko mówiąc,

twierdzenie, że eliminacja premii za ryzyko zmniejsza koszt kapitału, jest pewnym mitem. Koszt kapitału (wyrażony w walucie krajowej) zawsze zależy od krajowej stopy procentowej w systemie kursu płynnego, autonomicznie kształtowanej przez krajowy bank centralny¹. Poziom tej stopy może i powinien uwzględniać potrzeby gospodarki krajowej, przede wszystkim stabilność cen. Prawdą jest natomiast, że koszt kapitału może się zmniejszyć, w szczególności może spaść, gdy autonomiczne decyzje narodowego banku centralnego w zakresie kształtowania stóp procentowych zostaną zastąpione decyzjami wspólnego banku centralnego po przyjęciu wspólnej waluty. W porównaniu z obniżeniem stopy przez narodowy bank centralny w warunkach wspólnej waluty nie spowodowałyby to presji na deprecjację waluty krajowej. Wzrost popytu towarzyszący spadkowi stopy procentowej nie zostanie w części przesunięty na rynek krajowy. Nie oznacza to jednak, że nie pojawi się presja inflacyjna w kraju, a wzrost deficytu obrotów bieżących spowodowany wyższymi wydatkami nie napotka ograniczeń. Do zagadnień tych powrócimy w kolejnych częściach artykułu.

Przypisywanie efektu spadku stopy procentowej wzrostowi wiarygodności i upatrywanie w tym wyłącznie korzyści jest poważnym nadużyciem. Należy raczej przyjąć, że wyższa krajowa stopa procentowa odzwierciedla politykę narodowego banku centralnego ukierunkowaną na utrzymanie stabilnego poziomu cen. Jej wyższy poziom niż za granicą bynajmniej nie musi oznaczać niższej wiarygodności; raczej jest warunkiem wiarygodności. Niższa stopa nie powstrzymałaby presji inflacyjnej, a w ramach unii – jak już wspominałem – może stać się źródłem wzrostu cen i pogorszenia bilansu obrotów bieżących, a w konsekwencji poważnych kosztów realnych.

Wśród korzyści ze wspólnej waluty wymienia się także wyeliminowanie kosztów transakcyjnych z tytułu wymiany walut. Koszty te (będące jednocześnie przychodami instytucji finansowych dokonujących wymiany) można potraktować albo jako „podatek” nałożony na podmioty prowadzące działalność handlową (i zapewne produkcyjną) w skali międzynarodowej, albo jako koszt zasobów wykorzystywanych w gospodarce w celu wykonania czynności potencjalnie zbędnych. W żadnym z tych przypadków ów koszt nie jest wysoki, a inne możliwości poprawy sytuacji w tym zakresie w Unii Europejskiej wydają się ogromne.

Jako korzyść ze wspólnego pieniądza wskazuje się także większą łatwość porównywania cen w skali międzynarodowej dzięki wyrażeniu ich w tych samych jednostkach, czyli tzw. przejrzystość cen. Jestem przekonany, że porównania te w przypadku odrębnych walut

są dostatecznie łatwe, aby zostały zawsze sprawnie dokonane, gdy ma to znaczenie, zwłaszcza w działalności gospodarczej. Poważniejszym źródłem błędnych decyzji na pewno jest brak dostatecznej informacji (przejrzystości rynku). W potocznej opinii jednorazowe przeliczenie cen krajowych na wspólną walutę stało się przyczyną ich podnoszenia poprzez zaokrąglenie w górę, czyli tzw. efektu cappuccino.

Powyższa lista najczęściej wymienianych potencjalnych korzyści ze wspólnej waluty nie jest pełna. Należy do niej dodać wiele innych efektów pośrednich uruchomionych przez proces integracji walutowej, jak wzrost znaczenia roli euro na świecie, transgraniczną integrację rynków finansowych, większą dyscyplinę fiskalną, reformy strukturalne, które trzeba było podjąć, by wejść do strefy euro.

Można też argumentować (np. Dornbusch 2001), że pieniądź bardziej powszechny (unijny) lepiej spełnia swoje funkcje od pieniądza mniej powszechnego (narodowego). O tak rozumianej wyższości pieniądza unijnego świadczyłyby właśnie przytoczone powyżej argumenty. Jeśli uznajemy, że dość słabo przemawiają one za korzyściami ze wspólnej waluty, to i „korzyści krańcowe” z umiędzynarodowienia pieniądza byłyby niewielkie.

Ostatnie wspomniane zagadnienie: reformy strukturalne poprzedzające wprowadzenie wspólnej waluty, jest istotne nie tylko z powodu korzyści w postaci efektywniejszej, lepiej zarządzanej gospodarki. Reformy strukturalne, zwłaszcza w obrębie rynku pracy, mogą bezpośrednio służyć usprawnieniu mechanizmu reakcji na gospodarczą nierównowagę wewnętrzną i zewnętrzną. Elastyczność krajowych cen, warunkowana elastycznością płac, stanowi mechanizm przywracania równowagi alternatywny wobec zmiennego kursu walutowego i odrębnej polityki pieniężnej. Strukturalne i instytucjonalne cechy gospodarki w dużym stopniu mogą i powinny więc decydować o skali podstawowego kosztu przyjęcia wspólnego pieniądza, czyli utraty autonomii polityki pieniężnej. Brak elastyczności cen (w dół) stanowi podstawowe założenie teorii optymalnego obszaru walutowego, omawianego w kolejnej części artykułu. Wydaje się, że założenie to dobrze odzwierciedla specyfikę współczesnej gospodarki. Mimo to warto zabiegać, aby w ramach unii monetarnej choć trochę straciło na aktualności.

Skala kosztów i korzyści z posiadania wspólnej waluty jest trudna do określenia w teorii i jeszcze trudniejsza do oszacowania za pomocą badań empirycznych. W przypadku korzyści sama ich lista jest wysoce kontrowersyjna. Z kolei koszty zależą od podatności gospodarki na wstrząsy i ich charakteru oraz od sprawności mechanizmów dostosowawczych alternatywnych wobec autonomicznej polityki pieniężnej i zmiennego kursu walutowego.

¹ Inna jest sytuacja w systemie zarządu walutą, gdzie co prawda istnieje odrębna waluta, ale krajowe stopy procentowe nie są ustalane przez bank centralny, lecz odzwierciedlają zagraniczne stopy i właśnie premię za ryzyko. Podobna jest sytuacja w systemie kursu sztywnego (brak autonomii polityki pieniężnej).

3. Słabości teorii optymalnego obszaru walutowego

Teoria optymalnego obszaru walutowego (dalej zwana teorią oow) stawia sobie za cel rozstrzygnięcie, kiedy korzyści ze wspólnej waluty przewyższają koszty. Jeśli korzyści przeważają, rozważany obszar jest z definicji optymalnym obszarem walutowym². W świetle stwierdzenia zamykającego poprzednią część artykułu realizacja tego celu nie jest łatwym zadaniem. W konsekwencji teoria oow nie dostarcza ostatecznych rozstrzygnięć w konkretnych przypadkach (Visser 1995; Wyplosz 2006a). Formułowanie praktycznych wniosków dodatkowo komplikują sprzeczne opinie w kwestii tzw. endogeniczności kryteriów oow, tzn. wyższego stopnia spełnienia kryteriów w wyniku posługiwania się wspólną walutą (Lutkowski 2004; Wyplosz 2006a).

Teoria oow byłaby zbędna, gdyby przewaga korzyści nad kosztami z tytułu wprowadzenia wspólnej waluty była powszechna i oczywista. Ponieważ tak nie jest, teoria formułuje warunki, tzw. kryteria oow. Ich spełnienie sprawia, że koszty wspólnej waluty powinny być niskie, a zatem korzyści powinny przeważać. Takie ujęcie wynika z cichego założenia, że istnieją jakieś określone korzyści z posiadania wspólnej waluty, a zatem wystarczy podać okoliczności, kiedy koszty są niskie. Podejście takie jest błędne. W poprzedniej części zauważyliśmy, że tam gdzie koszt jest mały, także korzyść prawdopodobnie byłaby niewielka.

W stosunku do teorii oow można zgłosić również inne zastrzeżenia. Przywołajmy w tym celu kolejne kryteria oow.

Pierwsze kryterium, wskazane jeszcze przez Mundella, dotyczy międzynarodowej mobilności czynników produkcji. Zgodnie z tym kryterium, jeśli pewien kraj doświadcza negatywnego wstrząsu asymetrycznego, który powoduje spadek aktywności gospodarczej i uwalnianie czynników produkcji, to czynniki te mogą być wykorzystane w innych krajach, gdzie – z powodu asymetrycznego charakteru wstrząsu – sytuacja gospodarcza jest lepsza. W unii monetarnej możliwe jest zatem pełne wykorzystanie czynników produkcji. Wystarczy chwila namysłu, aby uświadomić sobie, jak nawiwne jest stosowanie tego kryterium wobec europejskiej unii monetarnej. Nie chodzi nawet o poważne prawne i pozaprawne, kulturowe i językowe ograniczenia mobilności siły roboczej w Unii Europejskiej. Podstawowe znaczenie dla oddalenia argumentacji Mundella w odniesieniu do Europy ma fakt, że każdy kraj europejski ma własne interesy polityczne, społeczne, ekonomiczne itd.

Żaden z krajów europejskich na pewno nie uznałby masywnej emigracji w wyniku recesji za dobry mechanizm dostosowawczy działający w odpowiedzi na negatywny wstrząs asymetryczny. Spróbujmy sobie wyobrazić np. konsekwencje takiego „dostosowania” dla stabilności systemów emerytalnych.

Kolejne kryterium oow, podane przez McKinnona, wskazuje na znaczenie otwartości gospodarki. Jeśli gospodarka jest wysoce otwarta, to zmiana kursu walutowego wiąże się ze zmianą szerokiego zakresu krajowych cen, które są wyznaczone na rynku światowym (towary i usługi uczestniczące w wymianie). Ta zmiana cen stosunkowo szybko przenosi się na płace i pozostałe ceny. Kurs walutowy okazuje się nieefektywnym narzędziem zmiany cen relatywnych.

Na gruncie czysto teoretycznym trudno odmówić takiemu rozumowaniu poprawności i pewnej siły przekonywania. W praktyce powyższa argumentacja raczej nie znajduje mocnego potwierdzenia. Wcześniej zostały wspomniane badania Edwardsa i Yeyatiego, wskazujące na trwałe zmiany cen relatywnych wraz ze zmianą kursu. Zauważmy, że trudno oczekiwać, iż eksporterzy odpowiedzą na dewaluację krajowej waluty podniesieniem cen wyrażonych w tej walucie w sytuacji, gdy dewaluacja mogłaby im przywrócić utraconą międzynarodową konkurencyjność. Utratę międzynarodowej konkurencyjności omówiono na przykładzie grupy krajów strefy euro w kolejnej części artykułu. Również pracownicy w warunkach wysokiego bezrobocia zgłaszałyby raczej umiarkowane żądania wzrostu płac. Wydaje się więc, że nawet w krajach o wysoce otwartej gospodarce, a takie są kraje Unii Europejskiej, kurs walutowy mógłby pozostawać efektywnym narzędziem zmiany cen relatywnych.

Następne kryterium oow, wprowadzone przez Kennena, wskazuje na znaczenie dywersyfikacji gospodarki: im bardziej różnorodna struktura gospodarki, tym mniejsze znaczenie dla koniunktury gospodarczej ma asymetryczny wstrząs, którego doświadcza pewien sektor. W zasadzie teoria oow nie przesądza, że wstrząs ma charakter sektorowy. Takie domniemanie jest jednak dość częste (np. MacDonald 2007), a w pełni czytelne właśnie w przypadku kryterium dywersyfikacji gospodarki.

Odnosząc się do tego kryterium, zauważmy przede wszystkim, że wstrząs sektorowy w zasadzie nie powinien być przyczyną reakcji polityki makroekonomicznej, tzn. zmiany polityki pieniężnej lub zmiany kursu walutowego. Reakcją na wstrząs sektorowy – w szczególności prowadzący do utraty przez dany sektor zdolności do konkurencyjności (sprzedaży po cenie pokrywającej koszty) na rynku międzynarodowym – powinna być zmiana struktury gospodarki w wyniku realokacji zasobów. To zagadnienie można przedstawić, odwołując się do teorii handlu międzynarodowego, przede wszystkim teorii Heckschera-Ohlina w wersji obejmującej liczne dobra czy teorii czynników specyficznych. Reakcja polityki makroekonomicznej mogłaby prowadzić do pre-

² Właściwie teoria optymalnego obszaru walutowego badała zasadność usztywnienia kursów, a nie wprowadzenia wspólnego pieniądza. Przypadki te są bardzo podobne, jednak posiadanie waluty międzynarodowej może być źródłem dodatkowych korzyści w porównaniu z kursami sztywnymi (np. wzrost znaczenia waluty w gospodarce światowej). Ponieważ jednak teoria oow koncentruje się na warunkach pozwalających zmniejszyć koszty integracji monetarnej, a nie na skali korzyści, pomijam tę historyczną ewolucję interpretacji teorii.

sji inflacyjnej i utrudniać pożądaną realokację zasobów. Możliwe są jednak szczególne przypadki, w których pewien sektor ma zasadnicze znaczenie dla wpływów eksportowych lub wydatków na import (np. ropa naftowa). Wstrząs w postaci gwałtownej zmiany cen może wówczas prowadzić do poważnych makroekonomicznych konsekwencji, poczynając od znacznej zmiany salda obrotów bieżących, przy czym realokacja zasobów w rozsądnym czasie jest niemożliwa lub nie prowadzi do odzyskania równowagi płatniczej i makroekonomicznej. W takim przypadku zmiana kursu rzeczywiście wydaje się właściwym narzędziem (mechanizmem) absorpcji wstrząsu.

Jeśli nawet uznamy, że silne wstrząsy sektorowe mogą mieć konsekwencje makroekonomiczne i wymagać reakcji ze strony polityki makroekonomicznej, to przede wszystkim należałoby uwzględnić możliwość asymetrycznych wstrząsów o charakterze makroekonomicznym, niezwiązanych z jednym sektorem. Teoria oow jednak nie rozpatruje takich wstrząsów. Ich przykładem jest chociażby wzrost wydatków publicznych w Niemczech w konsekwencji zjednoczenia. Wstrząs ten prowadził do zaostrzenia polityki pieniężnej Bundesbanku i wzrostu stóp procentowych w pozostałych krajach europejskich, co jednak było źródłem makroekonomicznych kosztów restrykcyjnej polityki wymuszonej kursem sztywnym. W tych okolicznościach doszło do kryzysu ERM – w świetle tego kraje Europy nie powinny być uważane za optymalny obszar walutowy.

Powyższa opinia mogłaby spotkać się z repliką, że twórcy UGW wyciągnęli wnioski z tego doświadczenia i wykluczyli możliwość poważnych asymetrycznych wstrząsów fiskalnych poprzez ustanowienie fiskalnych kryteriów z Maastricht, procedury nadmiernego deficytu oraz Paktu Stabilności i Wzrostu. Jestem skłonny zgodzić się z taką argumentacją, jednak uważam, że ma ona także odwrotną stronę. Jeśli dopuścimy inne, nefiskalne, makroekonomiczne wstrząsy asymetryczne, to narzucenie polityce fiskalnej reguł ogranicza możliwość jej wykorzystania jako jedynego pozostawionego na szczeblu narodowym narzędzia łagodzenia koniunkturalnych dywergencji w ramach strefy euro³.

Czy prawdopodobne są inne, poza fiskalnymi, poważne makroekonomiczne wstrząsy, źródła koniunkturalnych dywergencji w strefie euro? Jak już zauważyłem, teoria oow nie ma tu właściwie nic do powiedzenia. Jej przedmiotem nie jest identyfikacja wszelkich rodzajów wstrząsów, a zatem jest niepełna i z pewnością nie omawia wszystkich warunków harmonijnego funkcjonowania unii monetarnej. W ostatnich latach w literaturze ekonomicznej pojawiają się prace, w których próbuje się wskazać czynniki możliwych dywergencji (np. Blan-

chard 2006b; Wyplosz 2006b czy w bardziej modelowym ujęciu Koronowski 2007). Mówiąc ogólnie, czynników tych upatruje się przede wszystkim w dynamice wydatków konsumpcyjnych i inwestycyjnych w ukształtowanej przez przyjęcie wspólnej waluty, w szczególności odzwierciedlającej międzyokresową optymalizację. Przyjmując ten punkt widzenia, szerzej przedstawiony w następnej części artykułu, nie uzyskujemy jednak narzędzi, które pozwalałyby prognozować skutki utworzenia unii monetarnej lub przystąpienia do niej.

Zauważmy, że małe kraje mają zwykle gospodarkę wysoce otwartą i stosunkowo mało zdywersyfikowaną – w tym przypadku odpowiednie kryteria prowadzą do sprzecznych wniosków.

W opinii Ingrama kryterium oow jest wysoka integracja finansowa. Visser relacjonuje ten pogląd następująco: „W warunkach silnej integracji finansowej nie jest potrzebny kurs zmienny. Już niewielka zmiana stopy procentowej wystarczyłaby, aby wywołać przywracające równowagę transgraniczne przepływy kapitału”. Visser od razu opatruje to kryterium celnym, krytycznym komentarzem: „Idea Ingrama ma ograniczoną wartość. Jeśli na przykład rozbieżne tendencje w zakresie kosztów powodują trwale, znaczne nierównowagi bilansu obrotów bieżących, to posiadacze kapitału mogą na pewnym etapie odmówić dalszej akumulacji długu deficytowego kraju” (Visser 1994, s. 136, tłum. A.K.).

Kolejne kryterium optymalnego obszaru walutowego, związane z Haberlerem i Flemingiem (por. Visser 1995, s. 137), wskazuje na podobieństwo stóp inflacji. Tak sformułowane kryterium każe zadać pytania; kiedy (a więc po spełnieniu jakich kryteriów) stopy inflacji mogą pozostawać dostatecznie podobne, jeśli nie obserwujemy istotnych dywergencji koniunkturalnych. Nie poszukując odpowiedzi na te pytania, autorzy owego kryterium wydają się mówić: nieważne, jakie cechy powinien mieć optymalny obszar walutowy, ważne, aby funkcjonował tak, jak tego oczekujemy od optymalnego obszaru walutowego. W tym znaczeniu jest to kryterium empiryczne, zakładające możliwość przeprowadzenia testu.

Teoria oow jest niekompletna, ponieważ poza obszarem badania pozostawiła makroekonomiczne źródła potencjalnych dywergencji. Jest też chybiona w przypadku kryterium integracji finansowej oraz wewnętrznie sprzeczna w przypadku kryteriów dywersyfikacji i otwartości gospodarki w odniesieniu do małego kraju. Poza jej zakresem znalazła się kontrowersyjna kwestia charakteru i skali korzyści z posiadania wspólnej waluty; niewłaściwie ujęty jest związek korzyści i kosztów. Zarówno koszty, jak i korzyści pozostają niemierzalne. Wyniki badań empirycznych poświęconych ocenie skutków stosowania wspólnej waluty lub kursu sztywnego są sporne, różnorodne, a nawet wzajemnie sprzeczne. Z całą pewnością teoria oow nie pozwala na formułowanie rozstrzygających wniosków na użytek polityki gospodarczej.

³ Nie jest przedmiotem tego artykułu omawianie reguł fiskalnych EUGiW, a w szczególności krytyki Paktu Stabilności i Wzrostu. Warto jednak odnotować, że zadaniem wielu krytyków Paktu prowadzi on w praktyce do procyklicznej polityki fiskalnej (Buti et al. 2002; De Grauwe 2003; von Hagen 2003).

Teoria oow nie stanowiła też paradygmatu wykorzystywanego w dyskusji nad utworzeniem strefy euro. Zdaniem Wyplosza (2006a) decydenci unijni w okresie prac nad powołaniem UGW niechętnie eksponowali koszty, jakie może przynieść wspólna waluta, zwłaszcza wobec faktu, że kraje Unii Europejskiej nie spełniały wszystkich kryteriów oow (np. nieskrępowanej mobilności czynników produkcji, znacznej roli redystrybucji dochodu poprzez budżet centralny). Przyjęto raczej, że wspólna waluta pozwala rozwiązać problem niedostatecznej wiarygodności kursu sztywnego. Dokładnie doświadczył on kraje europejskie wraz z kryzysem ERM na początku lat 90. Sama idea kursu sztywnego pomiędzy walutami europejskimi nie została poddana głębszej refleksji.

Zauważmy, że pomimo silnej integracji (także finansowej), wysokiego poziomu handlu wzajemnego, w szczególności handlu wewnątrzgałęziowego, odzwierciedlającego zarówno podobieństwo struktur gospodarczych, jak też ich wysoką dywersyfikację, gwałtowna korekta poziomów kursów walut europejskich okazała się na początku lat 90. nieunikniona i jako kryzys ERM stanowiła rozwiązanie nabrzmiałego problemu odmiennej sytuacji gospodarczej poszczególnych krajów.

Niezależnie od motywów, którymi kierowali się twórcy UGW, przyjęli oni rozsądną, pragmatyczną postawę, nie próbując zgłębiać możliwych mechanizmów dywergencji ani eksponować istniejących kryteriów teorii oow. Sformułowali odrębne nominalne kryteria z Maastricht (dotyczące kursu, inflacji i stopy procentowej) zgodnie z duchem kryterium Haberlera i Fleminga. W ten sposób można by empirycznie sprawdzić, czy kraje europejskie zainteresowane utworzeniem unii monetarnej mogą bez poważnych napięć (kosztów) posługiwać się wspólnym pieniądzem. W kolejnej części artykułu zobaczymy, czy takie rozwiązanie spełniło zakładane w nim nadzieje.

4. Dywergencje koniunkturalne w Unii Gospodarczej i Walutowej

W okresie przygotowań do wprowadzenia euro nastąpiła wyraźna zbieżność stóp inflacji. Małe zróżnicowanie inflacji udało się utrzymać także w strefie euro. Na początku lat 90. różnica między najwyższą a najniższą inflacją wynosiła prawie 20 pkt proc., a w latach 1997–1999 spadła poniżej 2 pkt proc. W 2006 r. różnica ta wynosiła 2,7 pkt proc. (European Commission 2006, s. 35). Podobnie kształtowały się tendencje w zakresie odchylenia standardowego. W tym znaczeniu UGW sprzyjała nominalnej konwergencji.

Na ten korzystny obraz negatywnie rzutuje jednak to, że w kilku krajach strefy euro inflacja przez cały okres 1999–2006 pozostawała powyżej średniej (Grecja, Hiszpania, Irlandia, Portugalia, Włochy), w części utrzy-

mywała się poniżej średniej (Austria, Francja, Niemcy) i tylko cztery pozostałe kraje odnotowały roczne stopy inflacji zarówno powyżej, jak i poniżej średniej (European Commission 2007). Oznacza to, że skumulowane różnice między zmianami poziomów cen przyjmują znaczne wartości. Nawet takie ujęcie nie pokazuje jednak skali problemu. Ponieważ w gospodarkach wysoce otwartych wskaźniki inflacji bazujące na cenach konsumpcyjnych (np. HICP) w dużym stopniu odzwierciedlają (przy kursie sztywnym) poziom cen za granicą, nie obrazują one właściwie tendencji kształtowania się cen krajowych towarów i usług. Dla międzynarodowej konkurencyjności gospodarki znaczenie mają właśnie poziom tych cen (i kształtujących je kosztów, przede wszystkim płacowych) w stosunku do cen za granicą. Odpowiednio zmiany kursu realnego (cen relatywnych) powinny być deflowane np. wskaźnikiem kosztów jednostkowych (*unit labour cost*, ULC). Właściwy obraz cenowego aspektu zmian konkurencyjności poszczególnych gospodarek można też uzyskać, porównując zmiany cen eksportu i importu (*terms of trade*).

Kilka krajów unii, w szczególności Włochy, Portugalia, Hiszpania, Grecja i Irlandia, od 1999 r. odnotowały znaczny wzrost kursu realnego deflowanego jednostkowymi kosztami pracy (co wskazuje na spadek konkurencyjności). Na przeciwnym biegunie znajdują się przede wszystkim Niemcy, które doświadczyły spadku kursu realnego. Zmiany te odzwierciedlają z jednej strony tendencje w zakresie kształtowania się płac nominalnych, z drugiej zaś strony zmiany wydajności pracy. Kraje z pierwszej grupy cechował wysoki wzrost płac i niski wzrost wydajności pracy.

Konkurencyjność gospodarki – mierzona zmianą cen eksportu – w latach 1999–2006 spadła w przypadku Włoch o 27%, Hiszpanii o 12%, Grecji o 10%, a konkurencyjność gospodarki Niemiec wzrosła o 6,5% (Wyplosz 2006b).

Wyrazem poważnego osłabienia pozycji konkurencyjnej kraju jest wysoki deficyt obrotów bieżących. Deficyt pierwotnie może wszakże pojawić się lub wzrosnąć również wskutek zwiększenia krajowych wydatków, co z kolei może wynikać z wpływu niższej, unijnej stopy procentowej na decyzje konsumpcyjne (zgodnie z międzyokresową optymalizacją) i inwestycyjne. Wzrost wydatków, który dotyczy zarówno dóbr krajowych, jak i importowanych, prowadząc do wzrostu poziomu cen i płac (kosztów), osłabia pozycję konkurencyjną kraju i niejako utrwała deficyt. Wobec niemożności nieograniczonego finansowania deficytu napływem kapitału oraz braku efektywnego mechanizmu pozwalającego odzyskać konkurencyjność (np. dzięki szybszemu niż u partnerów handlowych wzrostowi wydajności lub dzięki elastyczności płac⁴) jedyną możliwością ograniczenia

⁴ Niewątpliwie uzyskanie środkami polityki gospodarczej znacznego przyspieszenia owego tempa – tak aby było ono wyższe, niż w krajach, które dotychczas zyskiwały przewagę konkurencyjną – jest w najlepszym przypadku bardzo trudne (porównaj (Wyplosz, 2006)). Problem elastyczności płac jest szeroko omówiony w: European Commission (2007a).

skali deficytu jest spadek wydatków krajowych, tzn. spowolnienie wzrostu, stagnacja lub nawet recesja⁵. Ograniczenie napływu kapitału oraz załamanie się koniunktury gospodarczej mogą prowadzić do poważnego kryzysu finansowego. Stagnacja gospodarcza w wyniku utraty konkurencyjności może też niekorzystnie wpłynąć na finanse publiczne, prowadząc do stopniowej utraty wiarygodności i ostatecznie do powstania przeświadczenia, że kryzys finansów publicznych i opuszczenie unii są nieuniknione⁶.

Wyplosz w opracowaniu o znamienym tytule *Diverging tendencies of competitiveness* ujmując to tak: „Przewartościowanie waluty w sposób nieunikniony prowadzi do powolnego wzrostu i rosnącego deficytu obrotów bieżących. (...) Jeśli ten trend trwa, to łatwo wyobrazić sobie dwa scenariusze z nocnych koszmarów. Pierwszy scenariusz skupia się na deficycie obrotów bieżących. Deficyt jest możliwy tylko dopóty, dopóki trwa napływ kapitału. (...) Kiedy napływ ustaje, a ostatecznie musi ustać, sytuacja dojrzeje do poważnego kryzysu finansowego, który stawia pod znakiem zapytania uczestnictwo w strefie euro. Drugi scenariusz skupia się na powolnym wroście i rosnącym bezrobociu. Stanowi to receptę na powszechne niezadowolenie. Nawet jeśli przyczyną tej sytuacji jest krajowa, proste rozwiązanie – dewaluacja – jest niemożliwe ze względu na udział w strefie euro. Uczestnictwo w unii prawdopodobnie zogniskuje niezadowolenie i będzie wystawione na próbę” (Wyplosz 2006b, tłum. A.K.).

Przedstawione zagrożenia dostrzega także Blanchard (2006a; 2006b). Wyraził on m.in. pogląd o występowaniu w UGW tymczasowych załamań gospodarczych (*rotating slumps*). Znakomitym przykładem zasygnalizowanych tendencji, przywołanym przez Blancharda (2006b, s. 21), jest Portugalia. Nominalna konwergencja znalazła wyraz w spadku stóp procentowych, z 6% realnie w 1992 r. do 0% w 2001 r. Towarzyszyły temu wzrost wydatków konsumpcyjnych i ożywienie gospodarcze; bezrobocie spadło z 7,2% w 1995 r. do 4% w 2001 r. W tym czasie jednocześnie nastąpiła aprecjacja kursu realnego deflowanego jednostkowymi kosztami pracy o 15%. Deficyt obrotów bieżących wzrósł z 0% PKB w 1955 r. do 10% PKB w 2000 r. W późniejszych latach deficyt utrzymał się na niebezpiecznie wysokim poziomie (w 2006 r. powyżej 9% PKB), pomimo poważnego spowolnienia w gospodarce i wzrostu stopy bezrobocia ponownie powyżej 7%. Wyczerpujące omówienie przypadku Portugalii można znaleźć w pracy Bessone Basto (2007).

Zjawisko utraty konkurencyjności przez niektóre kraje unii monetarnej w wyniku odmiennych wzorców konsumpcyjnych nie tylko stało się przedmiotem ba-

dań i niepokoju niezależnych ekonomistów, lecz także dość wcześnie zostało odnotowane w oficjalnych dokumentach Komisji. Wyrazem tego mogą być następujące stwierdzenia: „Jeśli poziomy cen odbiegają od równowagi w wyniku przegrzania, zmiany relatywnej konkurencyjności, mogą uderzyć we wzrost w strefie euro” (European Commission 2001, s. 72, tłum. A.K.). „W czterech największych krajach strefy euro odmienne tendencje w kształtowaniu się prywatnej konsumpcji stały się istotnym źródłem niedawnych rozbieżności cyklu” (European Commission 2005, s. 23, tłum. A.K.).

Warto odnotować pewne szczególne cechy procesów zachodzących w Portugalii i Irlandii. W pierwszym kraju nastąpił, co prawda, wzrost płac i ogólny wzrost poziomu cen, co znalazło wyraz we wroście kursu realnego (zwłaszcza deflowanego jednostkowymi kosztami pracy), lecz jednocześnie nie nastąpił istotny wzrost cen eksportu. Wyplosz (2006b) tłumaczy to spadkiem marży zysku w sektorze eksportowym.

W Irlandii również nie nastąpił znaczny wzrost cen w eksporcie pomimo wzrostu kursu realnego. W tym przypadku nie zwiększyły się jednak płace jednostkowe w przemyśle (*unit wages in manufacturing*), chociaż odnotowano wzrost jednostkowych kosztów pracy. Oznacza to, że w przemyśle – a zatem w sektorze o największym znaczeniu dla eksportu – wzrost wydajności pracy pokrywał wzrost płac, podczas gdy w innych sektorach (np. usług) wzrost wydajności nie pokrywał wzrostu kosztów płacowych (Wyplosz 2006b). Sytuacja taka dokładnie odpowiada modelowi Balassy-Samuelsona. Niestety nawet Irlandia, w ostatnich miesiącach pogrążająca się w recesji, przestała być pozytywnym wzorcem. Interpretacja tych procesów jest trudna. Pewien wpływ na pogorszenie sytuacji Irlandii, zwłaszcza w porównaniu z innymi krajami strefy euro, miało umocnienie się euro (European Commission 2007b). Jest też bardzo prawdopodobne, że w Irlandii mamy do czynienia z cyklem odzwierciedlającym międzyokresowe wybory, wzrost zadłużenia i w konsekwencji spadek wydatków w gospodarce, w której realne stopy procentowe były szczególnie niskie, co stanowiło wypadkową stóp EBC i stosunkowo wysokiej inflacji. Efekt przegrzania gospodarki może mieć negatywne skutki, nawet jeśli nie przekłada się bezpośrednio na pogorszenie międzynarodowej konkurencyjności, na czym wcześniej była skupiona uwaga.

Dywergencje koniunkturalne w UGW omówione w tej części artykułu dotyczą procesów typowych dla gospodarek o stosunkowo wysokiej inflacji, przede wszystkim dla krajów południa z Europy – Portugalii, Hiszpanii, Włoch, Grecji. Trzeba jednak odnotować również kilkuletnią stagnację gospodarki niemieckiej. Niekiedy wyjaśnia się ją przyjęciem nadwartościowego kursu marki. W tym kontekście można uznać, że Niemcy – poprawiwszy konkurencyjność – mają perspektywy przyspieszenia wzrostu. Zauważmy wszakże, że poprawa konkurencyjności gospodarki niemieckiej jest tyl-

⁵ W ujęciu modelowym efekt ten jest przedstawiony w: Koronowski (2007).

⁶ Warto w tym kontekście odnotować zbieżność tych obserwacji ze znanym z literatury charakterystycznym cyklem towarzyszącym wykorzystaniu kursu sztywnego do stabilizacji cen (zob. np. Kiguel, Liviatan 1992).

ko drugą stroną utraty konkurencyjności przez grupę innych krajów.

Banalal et al. (2006) wskazują, że zróżnicowanie stóp wzrostu pomiędzy krajami strefy euro nie odbiega od różnic stóp wzrostu krajami w państwach federacyjnych (stany USA, landy niemieckie). Nie może to niestety skłaniać do zlekceważenia realnych dywergencji obserwowanych w strefie euro. Argument na poparcie tej opinii jest taki sam jak w przypadku kryterium międzynarodowej mobilności czynników w teorii oow. Kraje europejskie mają swoje niezbywalne, indywidualne interesy. Ujmując problem trywialnie: szybszy wzrost pewnego regionu w porównaniu z innym regionem kraju stanowi najwyżej problem regionalny (i jego rozwiązaniem mogą być migracja czy transfery budżetowe), natomiast trwała stagnacja czy recesja w pewnym kraju są poważnym problemem państwowym lub narodowym i oczywiście nawet szybszy rozwój innego kraju unii nie stanowi tu pociechy. Paradoksalnie – w ramach wielonarodowej unii konwergencja powinna być silniejsza niż w przypadku pojedynczych, względnie jednorodnych państw.

Powyżej wspominałem o braku wiarygodnych wyników empirycznych badań nad wpływem kursu sztywnego i unii monetarnej na wzrost handlu. Prosta obserwacja tendencji w tej dziedzinie w strefie euro raczej pogłębia sceptycyzm co do rzekomych znacznych korzyści z tego tytułu. Według Komisji Europejskiej „warto odnotować, że pomimo aprecjacji euro wzrost eksportu do krajów spoza strefy był szybszy w niż wewnątrz strefy w przypadku więcej niż połowy państw członkowskich” (European Commission 2007b, s. 20, tłum. A.K.).

W podsumowaniu tej części artykułu możemy stwierdzić, że makroekonomiczna konwergencja, którą udało się osiągnąć w fazie przygotowań do utworzenia UGW, okazała się nie dość trwała, czego skutkiem są wysokie koszty makroekonomiczne dla niektórych krajów strefy euro. Fakty te mają podstawowe znaczenie dla zrozumienia, że wspólny europejski pieniądz nie zawsze i nie wszystkim wprowadzającym go krajom zapewnia korzyści. Przeciwnie – niekiedy wydaje się przyczyną poważnych trudności i kosztów.

Sam proces nominalnej konwergencji w drodze do strefy euro, zwłaszcza spadek stóp procentowych, może działać jak swoisty wstrząs, który – w wyniku opóźnień właściwych reakcji gospodarki na zmiany stopy procentowej – ujawnia się już w strefie euro jako presja inflacyjna w krajach, które odnotowały najwyższy spadek stopy. Wzrost inflacji oznacza ponadto dalszy spadek realnej stopy procentowej. W konsekwencji znacznych dywergencji inflacji i odmiennych tendencji w zakresie kształtowania się kosztów przebieg cyklu staje się mniej zsynchronizowany. Z tego powodu samo osiągnięcie konwergencji nominalnej nie wydaje się dostatecznym testem gotowości do posługiwania się wspólnym pieniądzem. Równie ważne jest utrzymanie osiągniętej kon-

wergencji w stopniu wykluczającym powstawanie napięć w gospodarce krajów unii. Do tej tezy nawiązuję w ostatniej części artykułu.

5. Wybór strategii przystępowania do strefy euro

Wniosków o zasadności przystąpienia kraju do unii monetarnej nie da się bezpiecznie sformułować wyłącznie na podstawie teorii. Wskazania teorii oow nie są dostateczne i rozstrzygające. Inne elementy dopiero tworzonej, szerszej niż oow teorii integracji monetarnej unaczyniają, że formułowana *a priori* odpowiedź o skutki przyjęcia wspólnej waluty jest pozbawiona podstaw, pozostaje propagandowym wyrazem nadziei lub obaw związanych z euro.

Pragmatyczna postawa twórców UGW, którzy zamiast poszukiwania „kamienia filozoficznego” przyjęli kryteria z Maastricht, będące empirycznym testem przystosowania kraju do unii, niestety też nie uchroniła strefy euro przed poważnymi i kosztownymi dywergencjami.

Jak zatem przekonać się, że przyjęcie euro byłoby korzystne?

Przede wszystkim należy spełnić kryteria z Maastricht, co stanowi pewien użyteczny test. Test ten, jak zauważyliśmy, nie zapewnia sukcesu w strefie euro.

Spełnienie kryteriów z Maastricht jest dużym wyzwaniem, co sprawia, że strategia przystępowania do strefy euro jest niekiedy utożsamiana ze strategią spełnienia tych kryteriów. Niestety, nawet tak wąsko rozumiana strategia nie jest przedmiotem ożywionej debaty. W zasadzie sprowadza się ona do, słusznego skądinąd, napominania rządu, by obniżył deficyt finansów publicznych. Przypadek Litwy i innych krajów bałtyckich powinien przypomnieć, że jednoczesne osiągnięcie wymaganej stabilności kursu i cen może być bardzo trudne. W Polsce w zasadzie nie poświęca się tej sprawie uwagi. Na razie refleksja nad tym zagadnieniem sprowadza się do konstatacji, że od strony czysto formalnej strategia bezpośredniego celu inflacyjnego jest niespójna z kursem sztywnym (uczestnictwem w ERM II), oraz ewentualnie do prób rozwiązania tej sprzeczności poprzez terminologiczne zabiegi typu „elastycznego bezpośredniego celu inflacyjnego”.

Sposób, w jaki owa sprzeczność byłaby ewentualnie usuwana, może przesądzać o znaczeniu kryteriów z Maastricht jako empirycznego testu rzeczywistej gotowości do przyjęcia euro. Kryteria te wymuszają bowiem tylko niedoskonałą i stosunkowo krótkotrwałą symulację funkcjonowania w unii monetarnej. Kryteria kursowe i inflacyjne mogą być spełnione dzięki wykorzystaniu narzędzi, których stosowanie oczywiście nie będzie możliwe w warunkach unii monetarnej lub w ogóle jest posunięciem jednorazowym. Tymi narzędziami są

przede wszystkim interwencji walutowe, a także np. możliwość zastosowania administracyjnych ograniczeń akcji kredytowej. Jedynie w przypadku znacznych interwencji Komisja Europejska mogłaby uznać, że wystąpiły „poważne napięcia”, a kryterium kursowe nie zostało spełnione. Należy odnotować, że kryterium kursowe nie jest naruszone w przypadku rewaluacji kursu w ERM II. W takim przypadku test zostałby jednak osłabiony, nowy poziom kursu nie stałby się przedmiotem weryfikacji, a stopa inflacji zostałaby przejściowo obniżona. Należy również pamiętać, że wciąż istnieje pewne pole do manipulacji podatkami w sposób oddziałujący – jednorazowo – na stopę inflacji.

Im bardziej niedoskonała byłaby symulacja funkcjonowania w warunkach unii monetarnej, a więc im bardziej strategia polegałaby jedynie na usilnym dążeniu do możliwie szybkiego, formalnego spełnienia kryteriów, tym mniej wiarygodne i znaczące byłyby wyciągane na tej podstawie wnioski o zdolności kraju do pozbawionej napięć funkcjonowania w unii monetarnej.

Uzyskanie potwierdzenia, że przyjęcie euro byłoby korzystne, wymaga bardziej gruntownego sprawdzianu niż tylko spełnienie kryteriów z Maastricht. W interesie kraju dążącego do przyjęcia euro jest uzyskanie rzetelnego potwierdzenia, że pozostawanie w warunkach możliwie bliskich wspólnej walucie nie powoduje niepożądanych skutków dla konkurencyjności gospodarki krajowej lub niepokojąco szybkiego narastania zadłużenia gospodarstw domowych i podmiotów gospodarczych, co mogłoby być zapowiedzią cyklicznego odwrócenia trendu ze szkodą dla realnej sfery gospodarki. Oznacza to nie tylko konieczność utrzymania pod kontrolą inflacji i zmienności kursu zgodnie z kryteriami z Maastricht, ale przede wszystkim baczna obserwację takich wielkości, jak *terms of trade*, jednostkowe koszty pracy, ewolucja rentowności przedsiębiorstw, zwłaszcza o dużym udziale eksportu w sprzedaży, rozwój akcji kredytowej. Zebranie dostatecznych obserwacji w tym zakresie, któ-

re uwzględniałyby dynamikę i źródła procesów inflacyjnych przy dostosowywaniu stóp NBP do stóp Europejskiego Banku Centralnego przez NBP, w warunkach stabilnego kursu, może wymagać okresu dłuższego niż dwa lata wymaganego uczestnictwa w ERM II. Warto także pamiętać, że wejście do ERM II nie jest w praktyce postrzegane jako eksperyment, z którego można się wycofać lub który można wydłużyć bez uszczerbku wiarygodności. Przeciwnie, jest to interpretowane jako wyraz determinacji w dążeniu do przyjęcia euro w możliwie najkrótszym czasie. Dlatego sędzę, że przed przystąpieniem do tego mechanizmu celowe byłoby jednostronne, próbne, a więc raczej niepoparte formalnym zobowiązaniem, utrzymanie kursu w wąskim paśmie przy stopach NBP równych (a początkowo przynajmniej możliwie bliskim) stopom EBC. Powodzenie w ustabilizowaniu kursu i utrzymaniu dostatecznie niskiej inflacji przed przystąpieniem do ERM II stanowiłoby także źródło wiarygodności będącej główną przesłanką sukcesu w ERM II. Takie działanie powinno być następstwem względnie samoistnego ustabilizowania się kursu płynnego i osiągnięcia odpowiednio niskiej stopy inflacji. Jak uczy przypadek Irlandii, nawet „dobra” inflacja wynikająca z efektu Balassy-Samuelsona powinna wzmacniać ostrożność, nawet nie tyle ze względu na trudność z jednoczesnym spełnieniem kryteriów z Maastricht, ile z powodu możliwego efektu „przegrzania” (a następnie przykrego „ostygnięcia”) gospodarki.

Istotą proponowanego tu testu byłoby nie tylko dążenie do spełnienia kryteriów nominalnych, ale także szersza obserwacja gospodarki, obejmująca zarówno wskaźniki nominalne, jak też zjawiska lub symptomy procesów realnych. Integracja monetarna jest wskazana nie wówczas, gdy uda się spełnić – być może krótkotrwale – kryteria nominalne, ale wówczas, gdy zbieżności kategorii nominalnych nie towarzyszy nasilanie się nierównowagi mającej aspekty nominalne, finansowe, jak też realne.

Bibliografia

- Banalal N., Del Hoyo J.L.D., Pierluigi B., Vidalis N. (2006), *Output Growth Differentials across the Euro Area Countries; Some Stylized Facts*, "Occasional Paper", No. 45, ECB, Frankfurt.
- Bessone Basto R. (2007), *The Portuguese Experience with the Euro – Relevance for New EU Member Countries*, "Bank i Kredyt", nr 11/12, s. 5–16.
- Blanchard O. (2006a), *Is There a Viable European Social and Economic Model*, "Working Paper", No. 06–21, MIT, Department of Economics, Massachusetts.
- Blanchard O. (2006b), *A macroeconomic survey of Europe*, MIT, <http://econ-www.mit.edu/files/1770>.
- Buti M., Eijffinger S., Franco D. (2002), *Revisiting the Stability and Growth Pact: Grand Design or Internal Adjustment*, mimeo, CEPII, <http://www.cepii.fr/anglaisgraph/communications/pdf/2002/211102/franco.pdf>.
- Dornbusch R. (2001), *Fewer monies, better monies*, "American Economic Review", Vol. 91, s. 238–242.
- Edwards S., Yeyati E. (2003), *Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers*, "Working Paper", No. 9867, NBER, Cambridge.
- European Commission (2001), *Policy adjustment in the euro-area countries: the risk of overheating*, in *The EU Economy: 2001 Review*, Directorate General for Economic and Financial Affairs, Brussels.
- European Commission (2005), *Growth differences in the euro area*, in *Quarterly Report on the Euro Area, II 2005*, Directorate General for Economic and Financial Affairs, Brussels.
- European Commission (2006), *Annual Report on the Euro Area*, Brussels.
- European Commission (2007a), *Annual Report on the Euro Area*, Brussels.
- European Commission (2007b), *Quarterly Report on the Euro Area, II quarter*, Brussels.
- Frankel J., Rose A. (2000), *Estimating the Effect of s of Currency Union on Trade and Output*, "Working Paper", No.7857, NBER, Cambridge.
- Ghosh A. (1986), *Does the Exchange Rate Regime Matter for Inflation and Growth?*, "Economic Issues", No. 2, IMF, Washington, D.C.
- De Grauwe P. (2003), *The Stability and Growth Pact in Need of Reform*, mimeo, Catholic University of Leuven, International Economics Working Group, Lueven.
- von Hagen J. (2003), *Fiscal Discipline and Growth in Euroland – Experiences with the Stability and Growth Pact*, Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn, Center for European Integration Studies, Bonn.
- Kiguel M.A., Liviatan N. (1992), *The Business Cycle Associated with Exchange Rate Based Stabilizations*, "World Bank Economic Review", Vol. 6, No. 2, s. 279–305.
- Koronowski A. (2007), *Dywegencje koniunkturalne w unii monetarnej*, „Ekonomista”, nr 5, s.76–95.
- Lutkowski K. (2004), *Od złotego do euro: źródła obaw i nadziei*, Twigger, Warszawa.
- MacDonald R. (2007), *Exchange Rate Economics, Theories and Evidence*, Routledge, London, New York.
- Reinhart C.M., Rogoff K. (2002), *The Modern History of Exchange Rate Arrangements. A Reinterpretation*, "Working Paper", No. 8963, NBER, Cambridge.
- Rogoff K., Husain A.M., Mody A., Brooks R., Oomes N. (2004), *Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes*, "Occasional Paper", No. 229, IMF, Washington, D.C.
- Wyplosz Ch. (2006a), *European monetary union, the dark side of a major success*, "Economic Policy", Vol. 21, No. 46, s. 207–261.
- Wyplosz Ch. (2006b), *Diverging tendencies of competitiveness*, Briefing notes to the Committee for Economic and Monetary Affairs of the European Parliament, <http://www.europarl.europa.eu/comparl/econ/emu/20061010/wyplosz.pdf>.
- Visser H. (1995), *A guide to international monetary economics*, Edward Elgar, Cambridge.

Consumer Inflation Expectations in Europe: Some Cross-country Comparisons*

Oczekiwania inflacyjne konsumentów w Europie – analiza porównawcza

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

received: 25 August 2008, accepted: 16 October 2008

Abstract

The aim of our study is to analyse selected features of consumers' inflation expectations in European countries. After assessing reliability of survey measures of inflation expectations available we use the measures fulfilling our requirements to examine three features of inflation expectations, i.e. their forecasting accuracy, causality between inflation expectations and actual future inflation and the long-run convergence of expectations to the actual future inflation. The forecasting accuracy of quantified measures of inflation expectations is rather poor and similar to naive forecasts. Even if they provide biased predictors of future inflation, there exists causality between actual future inflation and current expectations. Our analysis may be useful in selecting adequate measures of consumer inflation expectations embodying information important in monetary policy making.

Keywords: inflation expectations, survey, rationality

JEL: D12, D84, E58

Streszczenie

Celem pracy jest przeanalizowanie wybranych cech oczekiwań inflacyjnych konsumentów w krajach europejskich. Po dokonaniu oceny wiarygodności różnych ankietowych miar oczekiwań inflacyjnych wskaźniki uznane za wiarygodne zostały wykorzystane do przetestowania trzech cech oczekiwań inflacyjnych, tj. ich własności prognostycznych, przyczynowości między oczekiwaniami a przyszłą inflacją oraz długookresowej zależności między przyszłą inflacją a oczekiwaniami. Własności prognostyczne skwantyfikowanych miar oczekiwań inflacyjnych są raczej słabe, podobne do prognoz naiwnych. Mimo że miary te są obciążonymi predyktorami przyszłej inflacji, istnieje przyczynowość między przyszłą inflacją a bieżącymi oczekiwaniami. Wyniki naszej analizy mogą być użyteczne przy wyborze miar oczekiwań inflacyjnych o stosunkowo największej zawartości informacyjnej istotnej w prowadzeniu polityki pieniężnej.

Słowa kluczowe: oczekiwania inflacyjne, ankiety, racjonalność

*Opinions expressed in this paper are those of the authors and do not necessarily represent the views of the institution they work for. The authors wish to thank Rolf Schenker for remarks and the participants in the workshop "Survey data in economics - methodology and applications" at the Ifo Institute for Economic Research (19-20 October 2007, Munich) for their comments and discussions. All remaining errors are of the authors.

** National Bank of Poland, Economic Institute, Bureau of Economic Research; e-mail: Tomasz.Lyziak@nbp.pl

*** National Bank of Poland, Economic Institute, Bureau of Economic Research; e-mail: Ewa.Stanislawski@nbp.pl

1. Introduction

This paper follows several studies examining consumers' inflation expectations in Poland. So far we have developed measurement methods of Polish consumers' expectations based on survey data (e.g. Łyziak, Stanisławska 2006a), analyzed formation process of inflation expectations, especially in the context of the credibility of inflation targets (Łyziak 2005; Łyziak et al. 2006), as well as used these measures in modelling inflation (Kokoszcyński et al. 2006). While evaluating the rationality of Polish consumers' inflation expectations, we have compared various features of expectations of this group of agents with features of analogous expectations in the euro area (Łyziak 2003) and in the Czech Republic (Kokoszcyński et al. 2006).

The aim of this study is to deepen the understanding of the formation process of consumers' inflation expectations by conducting cross-country comparisons and by using a wide set of indicators of consumer inflation expectations in European economies. The paper is focused on two issues. Firstly, we develop the analytical framework for assessing the reliability of various measures of consumer inflation expectations (i.e. probability measures quantified on the basis of qualitative survey data, measures derived from quantitative survey question, balance statistics describing the distribution of responses to the qualitative survey question). Secondly, using measures classified as reliable we examine their three features, namely forecasting accuracy, causality between the actual future inflation and expectations as well as their long-run convergence to the actual future inflation with respect to which they are formed.

Various features of European consumers' inflation expectations have been already analysed in the literature, however, these works focused on the euro area (Forsells, Kenny 2004; Mestre 2007) or on selected member states of the European Union (Berk 2000; Berk, Hebbink 2006; Forsells, Kenny 2006; Döpke et al. 2006). The novelty of our study lies in its completeness: we analyse cases of 27 economies and the euro area as a whole using various measures of consumers' inflation expectations. The paper follows our previous study on European consumers' inflation expectations (Łyziak, Stanisławska 2006b), in which we examined the impact of current inflation on inflation expectations – a problem directly related to the credibility of monetary policy conducted by central banks.¹

This paper is organised as follows: Section 2 presents various survey measures of consumer inflation expectations in European economies and verifies their reliability. Section 3 describes selected features of consumer inflation expectations resulting from empirical tests conducted. The final section offers our conclusions.

¹ Limited sensitivity of inflation expectations to changes in the current inflation constitutes one of the conditions of anchoring inflation expectations (Berk 2006).

2. Survey measures of consumers' inflation expectations and their reliability

In this study we employ various measures of European consumers' inflation expectations, obtained from surveys designed both in a qualitative and quantitative manner. Such variety of sources and indices allows us to assess, apart from cross-country differences, the sensitivity of outcomes to the measurement method.

In the first place we analyze measures derived from qualitative surveys in which respondents declare the expected direction and intensity of price changes during the next 12 months, without providing exact numbers. The data source is the Consumer Survey conducted by the European Commission², which covers all the EU countries, although with samples starting at different points of time.³ The survey question is formulated in the following way: „By comparison with the past 12 months, how do you expect that consumer prices will develop in the next 12 months? They will: increase more rapidly (a_1); increase at the same rate (a_2); increase at a slower rate (a_3); stay about the same (b); fall (c); don't know (d)”.⁴ For Poland we employ an additional survey – carried by Ipsos – which has a similar construction but covers a longer period (since 1992). The survey data is then quantified with the probability method, in order to obtain the so-called objectified and subjectified measures of inflation expectations.⁵ In line with the logic of the survey question, the resulting measures of expected inflation are a function of the structure of responses to the survey question and the perception of current inflation (scaling factor), to which respondents compare anticipated price changes.

In the case of the objectified measure it is assumed that respondents perceive current price movements through official inflation statistics, thus the most recently published consumer price index is used as the current inflation rate. Another solution is to use an index of subjective inflation perception, which can be obtained from an additional survey question on current price level in comparison to the price level a year before. Such a question is included in the European Commission Consumer Survey and has the following form: “In your opinion, is the price level now compared to that twelve months ago: much higher (a_1^p); moderately higher (a_2^p); a little higher (a_3^p); about the same (b^p); lower (c^p); difficult

² More details about the survey can be found in EC (2007).

³ The longest survey started in January 1985. However, in order to operate on samples of comparable length, all observations before January 1995 were omitted. For most of new member states of the European Union the samples start in 2001.

⁴ Symbols in parentheses denote fractions of respondents choosing subsequent response categories.

⁵ The probability quantification method used to obtain measures of consumer inflation expectations analysed in this study is based on approaches by Batchelor and Orr (1988), Berk (1999), Forsells and Kenny (2004) and described in detail inter alia in Łyziak (2005) and Łyziak, Stanisławska (2006a).

to say $(d^p)^6$. Inflation expectations' measure calculated in this way is called subjectified.

Quantification results show that both versions of the probability method provide similar approximations of consumer inflation expectations in a major part of European economies. Measuring the dispersion of our estimates we calculate average absolute differences between subjectified and objectified measures of inflation expectations, expressing them as a percent of average inflation. Such indicator is lower than 10% in the case of 13 economies, including: France, the Czech Republic, Belgium, United Kingdom, Germany, the Netherlands, Sweden, Latvia, Ireland, Luxembourg, Poland, Denmark and the Economic and Monetary Union (EMU) as a whole. In Hungary, Italy, Portugal, Cyprus and Slovakia our measurement uncertainty indicator exceeds 10% only slightly. The remaining economies are characterized by more significant ambiguity in measuring inflation expectations with the wedge between both probability measures equal approximately 15–20% of average inflation in Spain and Romania, 20–30% in Estonia, Bulgaria, Slovenia and Finland, and more than 30% in Malta, Greece, Lithuania. The dispersion indicator for Austria reaches its maximum of 51.5%.

In our analysis we additionally refer to balance statistics, defined as differences between (weighted or unweighted) proportions of respondents to the survey question. Admittedly, they do not measure inflation expectations directly, but at the same time they are not influenced by the assumptions imposed in quantification methods. In our study we use balance statistics both of consumer inflation expectations and inflation perception. The latter ones are needed to assess the reliability of quantified measures of inflation expectations. Five balance statistics are employed. The first two are unweighted statistics: BS_1 (BS_1^p) is a difference between proportions of respondents expecting (noticing) increase in prices and their decrease, i.e.:

$$BS_1 = a_1 + a_2 + a_3 - c, \quad BS_1^p = a_1^p + a_2^p + a_3^p - c^p \quad (1)$$

while BS_2 (BS_2^p) is a difference between proportions of respondents expecting (noticing) increase in prices and their stabilisation or decrease, i.e.:

$$BS_2 = a_1 + a_2 + a_3 - b - c, \quad BS_2^p = a_1^p + a_2^p + a_3^p - b^p - c^p \quad (2)$$

The third balance statistics, BS_3 (BS_3^p), is a weighted one frequently used (e.g. Del Giovane, Sabbatini 2004, 2005; ECB 2002; 2003; 2005), attaching weight 1 to the proportion of respondents expecting prices to increase at faster rate (perceiving that the prices now are much higher than twelve months ago), $\frac{1}{2}$ to those claiming

that prices will increase at the same rate (are moderately higher), 0 to those declaring that prices will decrease at slower rate (are a little higher), $-\frac{1}{2}$ to the fraction of respondents expecting (declaring) stabilisation of prices and -1 to those expecting (noticing) their fall:

$$BS_3 = a_1 + \frac{1}{2}a_2 - \frac{1}{2}b - c, \quad BS_3^p = a_1^p + \frac{1}{2}a_2^p - \frac{1}{2}b^p - c^p \quad (3)$$

The fourth balance statistics, BS_4 (BS_4^p), is similar to the BS_3 (BS_3^p), but replaces its weights: 1, $\frac{1}{2}$, 0, $-\frac{1}{2}$, -1 with the following ones: 3, 2, 1, 0, -1, i.e.:

$$BS_4 = 3a_1 + 2a_2 + a_3 - c, \quad BS_4^p = 3a_1^p + 2a_2^p + a_3^p - c^p \quad (4)$$

The fifth balance statistics, BS_5 (BS_5^p) – so-called $\Phi(\Phi^p)$ statistics – summarizes the survey results in the way consistent with the normal distribution of the expected (perceived) inflation, as assumed in the probability quantification procedure. This indicator reflects the impact of the changes in the structure of responses to the survey question on the quantified measures of inflation expectations (perception) assuming a constant current rate of inflation (a range of implied perceived price changes of the respondents claiming that prices are about the same relative to its level twelve months ago).⁷ In the case of inflation expectations the statistic is given by the formula:

$$BS_5 = \frac{Nz^{-1}\left(1 - \sum_{k=1}^3 a_k\right) + Nz^{-1}(c)}{Nz^{-1}\left(1 - \sum_{k=1}^3 a_k\right) + Nz^{-1}(c) - Nz^{-1}(1 - a_1) - Nz^{-1}\left(1 - \sum_{k=1}^2 a_k\right)} \quad (5)$$

while in the case of inflation perception by the following one:

$$BS_5^p = \frac{Nz^{-1}\left(1 - \sum_{k=1}^3 a_k^p\right) + Nz^{-1}(c^p)}{Nz^{-1}\left(1 - \sum_{k=1}^3 a_k^p\right) - Nz^{-1}(c^p)} \quad (6)$$

where Nz denotes the standardized normal cumulative distribution function.

Due to limitations of quantification procedures, which appear under specific distributions of responses to the survey question, some of the quantified inflation expectations measures may be less reliable than the other ones. Therefore, before moving to analysis of the formation of consumer inflation expectations in European economies, we assess the reliability of their proxies generated within different quantification algorithms. We apply a set of criteria (Table 1).⁸

Objectified probability measures of inflation expectations are treated as trustworthy if the survey data on inflation perception – summarized by more or less

⁷ See Lyziak (2005) or Lyziak, Stanisławska (2006a) for details.

⁸ It should be stressed that the choice of cut-off points in the application of the proposed criteria is arbitrary and easy to contest.

⁶ Symbols in parentheses denote fractions of respondents choosing subsequent response categories.

Table 1. *Usefulness of probability measures of inflation expectations*

Country [sample]	Measurement uncertainty ¹	Usefulness of objectified measures of expectations		Usefulness of subjectified measures of expectations		Probability inflation expectations' indices to be used
		Spearman $BS_1^p - \pi_0$	Spearman $BS_3^p - \pi_0$	Spearman $BS_1^p - BS_3^p$	BS_3^p relative volatility to BS_1^p relative volatility, %	
Austria [1995:10–2007:01]	51.5	0.3145*	0.3079*	0.9724*	1.37	both
Belgium [1995:01–2007:01]	1.8	0.3976*	0.4575*	0.9132*	2.48	both
Bulgaria [2001:05–2007:01]	25.5	0.1893	0.1889	0.9223*	3.47	–
Cyprus [2001:05–2007:01]	11.9	-0.2719*	0.1277	0.1952	2.77	–
Czech Republic [2001:01–2007:01]	1.3	0.6932*	0.6763*	0.9761*	1.33	both
Denmark [1995:01–2007:01]	7.4	0.6836*	0.6304*	0.9964*	1.02	both
EMU [1995:01–2007:01]	9.1	0.4129*	0.4234*	0.9724*	2.09	both
Estonia [2001:04–2007:01]	25.0	0.5368*	0.2054	0.8533*	4.67	objectified
Finland [1996:07–2007:01]	27.8	0.2008*	0.1540	0.9564*	1.21	subjectified
France [1995:01–2007:01]	0.1	0.5952*	0.6057*	0.9631*	18.24	objectified
Germany [1995:01–2007:01]	4.2	0.1801*	0.2246*	0.9335*	5.96	-
Greece [1995:01–2007:01]	32.5	0.0677	-0.0099	0.7992*	2.31	subjectified
Hungary [1995:01–2007:01]	10.4	0.6896*	0.8715*	0.8081*	13.70	objectified
Ireland [1998:03–2007:01]	5.4	0.6353*	0.6019*	0.8542*	3.66	objectified
Italy [1995:01–2007:01]	10.5	0.5600*	0.4415*	0.9250*	2.19	both
Latvia [2001:05–2007:01]	5.1	0.7801*	0.8118*	0.8684*	5.82	objectified
Lithuania [2001:05–2007:01]	36.1	0.8445*	0.8479*	0.9491*	1.80	both
Luxembourg [2002:01–2007:01]	5.8	-0.128	0.0775	0.4342*	5.20	–
Malta [2002:11–2007:01]	32.0	0.1533	0.5408*	0.7894*	2.50	both
Netherlands [1995:01–2007:01]	4.4	0.6273*	0.2849*	0.9136*	3.21	objectified
Poland [2001:05–2007:01]	6.7	0.7118*	0.7321*	0.9073*	2.17	both
Portugal [1997:01–2007:01]	11.2	0.5768*	0.2505*	0.7625*	4.29	objectified
Romania [2001:05–2007:01]	19.0	0.4346*	0.6040*	0.5949*	5.06	objectified
Slovakia [2000:04–2007:01]	12.3	0.6784*	0.7199*	0.9282*	5.96	objectified
Slovenia [1996:03–2007:01]	25.7	0.0267	0.4695*	-0.0024	2.87	objectified
Spain [1995:01–2007:01]	15.0	0.3644*	0.4214*	0.9574*	3.47	objectified
Sweden [1995:10–2007:01]	4.8	0.7513*	0.7393*	0.9934*	1.00	both
United Kingdom [1995:01–2007:01]	3.1	0.3935*	0.3793*	0.7368*	1.08	both

* denotes significance at 5% level.

¹ Average absolute difference between subjectified and objectified measure of expectations relative to average inflation, in %.

Source: own calculations.

Table 2. Transformation formulas of expectations measures based on surveys with quantitative questions in Poland and Hungary

Country [sample]	α	β	R ²
Poland [2003:05–2007:01]	-1.390 (0.576)	0.301 (0.056)	0.58
Hungary [2000Q01–2006Q04]	-6.494 (0.861)	0.702 (0.047)	0.86

Newey-West standard error in parentheses.

Source: own calculations.

aggregated balance statistics, such as BS_1^P or BS_3^P – is correlated with official indicators of price dynamics. If it was not true, it would be difficult to argue that consumers' perception of current price movements is in line with official inflation numbers. In the context of our study, this condition is satisfied in Austria, Belgium, the Czech Republic, Denmark, EMU as a whole, Estonia, France, Hungary, Ireland, Italy, Latvia, Lithuania, Malta, the Netherlands, Poland, Portugal, Romania, Slovakia, Slovenia, Spain, Sweden and the United Kingdom.

The reliability of subjectified measures of inflation expectations is evaluated comparing balance statistic describing the patterns of responses to the survey question on inflation perception consistently with the normal-distribution-based quantification method (i.e. BS_5^P) with a more intuitive figure calculated as a difference between the fraction of respondents declaring a perceived increase in prices and their decrease (i.e. BS_1^P). If significant differences between both measures occur, it suggests that changes in the quantified perceived inflation may be unintuitive with respect to the scale of changes in patterns of responses to the survey question and introduced by imposing backward-unbiasedness condition. Correlation analysis combined with the assessment of differences in relative volatility of both balance statistics shows that subjectified measures of inflation expectations seem to be sufficiently reliable in Austria, Belgium, Czech Republic, Denmark, EMU as a whole, Finland, Greece, Italy, Lithuania, Malta, Poland, Sweden and the United Kingdom.

Surveys in which the question on future price changes is formulated in a quantitative manner, i.e. respondents are asked to give an exact number of the anticipated inflation, constitute another source of data on consumer inflation expectations. Such measures referring to a 12-month-horizon and calculated as a mean or median of individual responses, are available for Poland, Sweden, Hungary and the United Kingdom.⁹ Contrary to the EC Consumer Survey, these surveys are not harmonized and differ slightly in wording and frequency of conducting. This type of data is not affected by problems related to the quantification procedure, but

some empirical findings suggest that quantitative questions might be too difficult for consumers and therefore harm the reliability of the results.¹⁰ The problem with such measures of inflation expectations is that in some of the economies considered (namely: Poland and Hungary) they are characterized by a large bias. As the bias is present also in inflation perception, it might be suspected that it is linked to the measurement error and an analogous design of quantitative questions concerning perception and expectations may support the hypothesis that errors from both questions are closely linked to each other. Therefore, assuming that the gap between respondents' subjective perception of price movements over the previous 12 months and the current inflation measured by official statistics is fully attributable to the measurement errors, we can derive implied measurement errors related to quantitative (subjective) estimates of inflation expectations. The logic behind this transformation corresponds directly to the regression methods, which translate subjective projections into numbers consistent with official measures of inflation. In the first step, the relationship between the subjective perception of past price changes ($\pi_{s,t}^p$) and the relevant statistical indicators of past inflation (π_t^e) is examined:

$$\pi_t^e = \alpha + \beta \cdot \pi_{s,t}^p + \varepsilon_t \quad (7)$$

In the second step, assuming that the same function transforms expected price movements as subjectively reported in the survey ($\pi_{s,t}^e$) into objectified measures of consumer inflation expectations (π_t^e), the latter indicators may be quantified:

$$\pi_t^e = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot \pi_{s,t}^e \quad (8)$$

The estimation results of the equation (7) are presented in Table 2.

⁹ In the case of Poland we employ the GfK Polonia survey data, for Hungary – the survey conducted by the National Bank of Hungary, for Sweden – the survey of the National Institute of Economic Research and for the UK – the Bank of England and NOP Inflation Attitudes Survey. In November 2002 the European Commission decided to introduce on an experimental basis a quantitative question to the survey, but the data are unavailable

¹⁰ There is a rationale to believe that responses to quantitative questions involve greater uncertainty than in the case of qualitative questions (Jonung 1986). Moreover, respondents declare characteristic numbers: 0, 5, 10, 15, etc. (so called digit preference), often higher than official inflation statistics, and give answers inconsistent with their replies to qualitative questions. The problem of the reliability of quantitative survey questions, especially concerning Polish consumers, is addressed in Łyziak, Stanisławska (2006a).

3. Selected features of European consumers' inflation expectations

3.1. Forecast performance of survey measures of consumers' inflation expectations

Quantified measures of consumer inflation expectations are useful in testing the formation mechanism of expectations. In the first step we analyse the performance of

inflation expectations measures as predictors of future inflation. We are interested whether consumers' predictions of future inflation are unbiased and how accurate they are in comparison with a naive forecast i.e. forecast equal to current (known) inflation (Table 3).

In the majority of economies under consideration, consumers' absolute value of average forecast error does not exceed 2 p.p. There are few exceptions, including direct measures of inflation expectations based on qu-

Table 3. Forecast performance of inflation expectations measures

Country/measure	Individual samples					Common sample [2001:05–2007:01]			
	ME (p.p.)	MAE (p.p.)	MAPE (%)	RMSE (p.p.)	HLN-DM test stat. ¹	ME (p.p.)	MAE (p.p.)	MAPE (%)	RMSE (p.p.)
Austria									
– objectified [1995:10–2007:01]	-0.5	0.8	42.5	1.1	0.30	-0.2	0.7	36.7	0.9
– subjectified [1995:10–2007:01]	0.4	1.1	92.8	1.4	1.39	0.9	1.0	65.4	1.1
Belgium									
– objectified [1995:01–2007:01]	-0.6	0.9	52.1	1.1	1.25	-0.5	1.0	55.6	1.2
– subjectified [1995:01–2007:01]	-0.6	0.8	43.3	1.0	0.16	-0.4	0.7	37.8	0.9
Czech Republic									
– objectified [2001:01–2007:01]	0.4	2.1	348.2	2.6	0.59	0.4	2.2	372.8	2.6
– subjectified [2001:01–2007:01]	0.6	1.9	381.7	2.4	-0.42	0.6	1.9	408.7	2.5
Denmark									
– objectified [1995:01–2007:01]	-1.1	1.2	55.2	1.3	3.16**	-0.7	0.9	50.1	1.1
– subjectified [1995:01–2007:01]	-1.0	1.0	48.0	1.2	2.56*	-0.6	0.8	42.7	0.9
EMU									
– objectified [1995:01–2007:01]	-0.5	0.6	30.7	0.8	1.58	-0.7	0.7	33.0	0.8
– subjectified [1995:01–2007:01]	-0.3	0.5	24.3	0.6	0.11	-0.4	0.5	24.0	0.6
Estonia									
– objectified [2001:04–2007:01]	0.6	2.2	129.4	2.5	0.15	0.6	2.2	131.0	2.5
Finland									
– subjectified [1996:07–2007:01]	-0.1	0.9	126.3	1.1	-0.87	0.7	0.8	210.4	0.9
France									
– objectified [1995:01–2007:01]	-0.5	0.6	47.2	0.8	1.10	-0.6	0.6	30.5	0.7
Greece									
– subjectified [1995:01–2007:01]	2.0	2.2	64.9	3.1	2.76**	1.5	1.7	53.5	2.2
Hungary									
– objectified [1995:01–2007:01]	3.4	3.9	48.2	5.3	1.12	1.8	2.8	68.8	3.4
– quantitative [2000:01–2006:04] ²	12.6	12.6	266.6	12.8	-	-	-	-	-
– quantitative obj. [2000:01–2006:04] ²	0.7	1.9	38.8	2.0	-	-	-	-	-
Ireland									
– objectified [1998:03–2007:01]	-1.0	1.5	41.3	2.0	-0.18	-0.7	1.1	39.7	1.3
Italy									
– objectified [1995:01–2007:01]	-0.5	0.8	35.4	1.0	-0.27	-0.9	0.9	41.5	1.0
– subjectified [1995:01–2007:01]	-0.2	0.6	24.7	0.7	-1.01	-0.5	0.6	27.6	0.7
Latvia									
– objectified [2001:05–2007:01]	-1.0	1.5	39.2	2.0	-0.88	-1.0	1.5	39.2	2.0
Lithuania									
– objectified [2001:05–2007:01]	-0.3	1.9	150.6	2.4	-1.04	-0.3	1.9	150.6	2.4
– subjectified [2001:05–2007:01]	-0.4	2.2	151.0	2.3	-0.34	-0.4	2.2	151.0	2.3
Malta									
– objectified [2002:11–2007:01]	-1.3	1.5	60.2	1.8	4.46**	-	-	-	-
– subjectified [2002:11–2007:01]	-2.0	2.1	73.3	2.2	1.32	-	-	-	-
Netherlands									
– objectified [1995:01–2007:01]	-0.4	0.8	32.3	1.1	0.48	0.0	0.8	38.0	1.0
Poland									
– objectified [2001:05–2007:01]	0.5	2.2	191.5	2.6	-1.53	0.5	2.2	191.5	2.6
– subjectified [2001:05–2007:01]	1.0	2.0	192.2	2.3	-2.29*	1.0	2.0	192.2	2.3

Country/measure	Individual samples					Common sample [2001:05–2007:01]			
	ME (p.p.)	MAE (p.p.)	MAPE (%)	RMSE (p.p.)	HLN- DM test stat. ¹	ME (p.p.)	MAE (p.p.)	MAPE (%)	RMSE (p.p.)
– objectified (Ipsos) [1995:01–2007:01]	3.4	4.5	126.2	5.6	1.86	0.8	2.3	208.2	2.7
– quantitative [2003:05–2007:01]	9.1	9.1	693.3	9.8	–	–	–	–	–
– quantitative obj. [2003:05–2007:01]	-0.2	1.4	78.3	1.8	–	–	–	–	–
Portugal – objectified [1997:11–2007:01]	-0.3	0.9	30.3	1.3	0.78	0.2	0.7	26.0	0.9
Romania – objectified [2001:05–2007:01]	8.4	8.4	63.2	10.6	1.31	8.4	8.4	63.2	10.6
Slovakia – objectified [2000:04–2007:01]	2.0	4.4	102.5	2.3	0.92	1.2	4.1	105.9	1.9
Slovenia – objectified [1996:03–2007:01]	1.2	1.8	33.3	5.0	1.20	1.4	1.6	37.7	4.6
Spain – objectified [1995:01–2007:01]	-1.0	1.1	36.7	1.3	1.15	-1.0	1.2	35.2	1.3
Sweden – objectified [1995:10–2007:01]	-0.2	1.0	273.4	1.3	-0.11	0.1	0.8	224.2	1.0
– subjectified [1995:10–2007:01]	-0.3	0.9	253.4	1.1	-0.88	-0.2	0.8	203.9	0.9
– quantitative [1995:10–2007:01]	0.7	1.0	314.9	1.3	0.05	0.8	0.9	238.4	1.2
UK – objectified [1995:01–2007:01]	-0.6	1.1	47.8	1.3	0.80	-1.1	1.2	40.9	1.4
– subjectified [1995:01–2007:01]	-0.7	1.0	41.1	1.2	-0.27	-1.2	1.3	46.2	1.4
– quantitative [1999:04–2006:04] ²	-0.4	0.7	33.1	0.9	–	–	–	–	–

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\pi_{t+1|t}^e - \pi_{t+1}) \quad MPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{\pi_{t+1|t}^e - \pi_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right) \quad MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |\pi_{t+1|t}^e - \pi_{t+1}| \quad MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{\pi_{t+1|t}^e - \pi_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right| \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\pi_{t+1|t}^e - \pi_{t+1})^2}$$

¹ Diebold-Mariano test statistics modification proposed by Harvey, Leybourne and Newbold (1997); */** indicates rejection of hypothesis of equal mean square error of inflation expectations and naive forecasts at 5% and 1% significance level, respectively.

² Quarterly data.

Source: own calculations.

antitative questions in Hungary and Poland (bias of 9.1 and 12.6 p.p., respectively), as well as consumers' inflation expectations in Romania (objectified measure), Hungary (objectified measure) and Poland (objectified measure quantified on the basis of Ipsos survey data), which overstated future inflation by 8.4, 3.4 and 3.4 p.p., respectively. In the period under consideration these three countries experienced large disinflation episodes (in the case of Romania it was as much as from 40% to 4.6%), which were not fully anticipated by consumers. Relatively sizeable errors were committed by consumers in Malta (-2.0 p.p. in the case of subjectified measure of expectations), Slovakia (2.0 p.p., objectified measure) and Greece (2.0 p.p., subjectified measure). On the contrary, the most accurate forecasts were formulated in Finland (subjectified measure: -0.1 p.p.), Poland (modified quantitative measure: -0.2 p.p.), Italy (subjectified measure: -0.2 p.p.), Sweden (objectified measure: -0.2 p.p.; subjectified one: -0.3 p.p.), and Lithuania (objectified measure: -0.3 p.p.). When the assessment of forecast accuracy is confined to the common sample¹¹ (2001:05-2007:01), the results remain to lar-

¹¹ All inflation expectations' measures for Malta and the quantitative objectified measure for Poland are dropped from this comparison as these surveys cover even shorter period. Additionally, measures based on quantitative questions in Hungary and the UK are excluded, as they have a quarterly frequency and very few observations would be covered.

ge extent unchanged, with the exception of Poland (objectified measure quantified on the basis of Ipsos survey data), which performs much better, and Finland (subjectified measure), which performs relatively worse.¹²

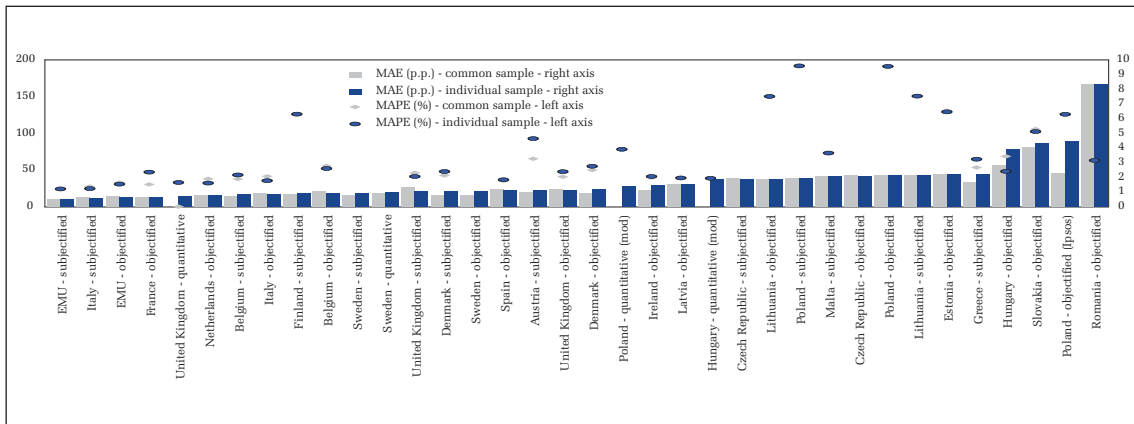
As the analysed countries experienced different inflation levels, it is useful to refer to relative forecasting accuracy indicators. In Sweden (both probability measures), the Czech Republic (both probability measures), Lithuania (subjectified measure) and Poland (all probability measures) expectational errors exceeded on average the future inflation level. At the other end, the best performers included Belgium (both probability measures), the Netherlands (objectified measure), Ireland (objectified measure), Latvia (objectified measure) and the euro area (subjectified measure). The forecast accuracy statistics are summarized in Figure 1.

To assess the usefulness of consumers' expectations measures in predicting inflation, we compare them with naive forecasts in terms of forecasting accuracy. Therefore we conduct the modified Diebold-Mariano test, proposed by Harvey et al. (1997) on no difference in the accuracy of two competing forecasts, assuming loss function represented by mean square error.¹³ The test statistic:

¹² Section 2.3 tests formally the unbiasedness of inflation expectations.

¹³ Test statistic proposed by Harvey et al. (1997) has better small sample properties than the original Diebold-Mariano version of this test.

Figure 1. Forecast performance statistic



Source: own calculations.

$$HNL - DM = \sqrt{\frac{T+1-2h + \frac{h(h-1)}{T}}{T}} \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{V}(\bar{d})}} \quad (9)$$

where:

- \bar{d} – mean loss differential,
- $\hat{V}(\bar{d})$ – an estimate of asymptotic variance of \bar{d} ,
- h – the forecast horizon
- T – number of observations,

has Student-t distribution with $(T-1)$ degrees of freedom.

The results suggest that consumer inflation expectations have similar forecasting power as naive forecasts (Table 3). Only in a few cases, namely: Denmark (objectified and subjectified measures), Greece (subjectified measure) and Malta (objectified measure), inflation expectations perform worse than the naive forecast. On the contrary, in Poland the subjectified measure of inflation expectations outperformed naive forecast. However, it seems to result from the specificity of the period considered (rise of inflation due to the Polish accession to the UE), as the alternative objectified measure (based on Ipsos survey) covering a longer period is characterised by accuracy not significantly different from the naive forecast.

The presented results suggest that European consumers' inflation expectations are rather poor predictors of future inflation. Forsells and Kenny (2004; 2006) reach a similar conclusion and point out that for the euro area as a whole the errors are smaller than for individual countries. Moreover, they notice improvement in forecast accuracy in the 90-ties. Mestre (2007) finds that probability measures of consumer inflation expectations perform much worse than forecasts based on autoregressive models. However, they are not useless in forecasting as including them in autoregressive models improves their predicting power.

3.2. Testing for causality between actual future inflation and expected inflation

Even if the quantified measures of consumer inflation expectations in the European countries seem to be imperfect predictors of future inflation, it may be the case that consumers use some pieces of information to gradually improve their expectations. Therefore, the next test we apply concerns the causality between actual future inflation and inflation expectations. We follow the approach by Berk (2000), Berk and Hebbink (2006), Forsells and Kenny (2004; 2006). First we test for unit roots and cointegration. Then for those pairs of inflation expectations and actual future inflation, which pass positively the Johansen test on cointegration we estimate two-variable (expected and future actual inflation) vector error correction models (VECMs)¹⁴:

$$\begin{aligned} \Delta \pi_t^e &= \alpha_{10} + \alpha_{11}(\pi_{t-1}^e - \beta \pi_{t+1} + \gamma) + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta \pi_{t-i}^e + \sum_{i=1}^q \psi_{1i} \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta \pi_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}(\pi_{t-1}^e - \beta \pi_{t+1} + \gamma) + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} \Delta \pi_{t-i}^e + \sum_{i=1}^q \psi_{2i} \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (10)$$

The advantage of this approach is that it allows the interaction between inflation expectations and future inflation to run in both directions. Moreover, such models by Granger Representation Theorem provide additional information on the direction of causality (Engle, Granger 1987). Inflation expectation Granger-cause future actual inflation in the long- and short-run if $\alpha_{21} \neq 0$, and $\alpha_{2i} \neq 0$, respectively. Similarly, the future actual inflation Granger-cause inflation expectations in the long run if $\alpha_{11} \neq 0$, and in the short run – if $\psi_{1j} \neq 0$.¹⁵

For those measures of inflation expectations which fail the cointegration test we conduct the traditional Granger

¹⁴ Lag length in the cointegration test was chosen based on AIC and BC information criteria and the properties of the error term.

¹⁵ For details see: Ericsson et al. (1998).

Table 4. Testing for causality between actual future inflation (π) and expected inflation (π^e)

	Measure of expected inflation:											
	objectified probability measure				subjectified probability measure				balance statistic BS3			
	significance of π^e in equation for π		significance of π in equation for π^e		significance of π^e in equation for π		significance of π in equation for π^e		significance of π^e in equation for π		significance of π in equation for π^e	
	Chi-test	t-test on ECM	Chi-test	t-test on ECM	Chi-test	t-test on ECM	Chi-test	t-test on ECM	Chi-test	t-test on ECM	Chi-test	t-test on ECM
Austria	2.21	1.42	25.9**	3.99**	11.04**	0.70	3.04	3.26**	2.35	1.56	15.41*	3.51**
Belgium	46.20**	0.19	10.7	4.17**	7.03	-	18.50**	-	1.20	2.07	3.33	3.82*
Bulgaria									2.30	4.09**	19.81**	0.29
Cyprus									4.10	1.64	17.44**	4.36**
Czech Republic	0.53	0.27	32.22**	3.86**	2.25	0.15	1.42	3.04**	5.22	-	3.00	-
Denmark	3.45	-	9.50*	-	2.15	-	7.58	-	x	x	x	x
EMU	4.98	0.84	45.30**	4.26**	0.73	1.04	7.42	3.98**	11.26	-	7.40	-
Estonia	4.73	-	18.28**	-					7.50	1.84	1.43	3.96**
Finland					4.35	0.12	16.94**	3.68**	x	x	x	x
France	18.57**	1.41	34.23**	4.69**					x	x	x	x
Germany									12.59	-	21.00**	-
Greece					x	x	x	x	x	x	x	x
Hungary	0.11	9.16	40.97**	6.04**					x	x	x	x
Ireland	4.79	-	26.69**	-					x	x	x	x
Italy	2.13	0.63	10.42	3.90**	2.94	2.76**	3.66	3.19**	7.64	-	4.12	-
Latvia	5.17	-	18.13**	-					24.60**	-	11.96*	-
Lithuania	5.31	-	18.10**	-	0.60	-	2.62	-	2.71	-	15.00**	-
Luxembourg									1.92	0.17	0.19	4.95**
Malta												
Netherlands	x	x	x	x					x	x	x	x
Poland (Ipsos) ¹	8.86*	1.11	23.29**	6.34**					x	x	x	x
Poland (GfK) ²	0.84	0.61	7.77**	5.04**	2.08	0.20	3.01	4.78**	0.41	2.42*	0.47	1.91
Portugal	20.51**	1.95	38.23**	5.05**					x	x	x	x
Romania	4.26	-	20.59**	-					5.19	2.99*	5.10	4.19**
Slovakia	4.26	0.45	23.74**	4.38**					13.30	3.81**	12.24	2.11
Slovenia	2.39	0.16	13.37**	3.76**					2.82	-	7.83	-
Spain	0.61	0.17	16.33**	3.38**					x	x	x	x
Sweden ³	4.41	1.38	50.15**	3.22**	10.84	1.36	17.78*	4.07**	x	x	x	x
UK	3.82	0.77	17.98**	3.99**	3.62	1.73*	4.35	3.42**	4.56	-	6.04	-

** (*) indicates significance at 1% (5%).

x-denotes that no satisfying VAR specification was found; - denotes that there is no cointegration.

¹ Sample: 1995-2006.

² Sample: 2001-2006.

³ For the measure based on quantitative survey questions, the statistics are respectively: 2.15*; 0.04; 0.80; 4.23**.

Source: own calculations.

causality test, based on VARs. There is one important caution in the procedure applied, which might affect the results, namely a relatively small number of observations available for the new EU member states.

Table 4 presents the results of both types of causality tests. We use three measures of inflation expectations, i.e. an objectified probability measure, a subjectified probability measure and the balance statistic BS₃.¹⁶ Results of the short-term analysis confirm the causality running from actual future inflation to objectified probability measures of consumer inflation expectations

¹⁶ BS₃ is included in our testing procedure rather as an experiment - in most cases there was no good VAR or no cointegration.

in almost all countries under consideration. There are only two exceptions, i.e. Belgium, and Italy. The remaining measures are to lesser extent influenced by actual future inflation - in the case of the subjectified probability measure the causality runs from actual future inflation to inflation expectations in Belgium, Finland and Sweden, while in the case of the balance statistic BS₃ - in Austria, Bulgaria, Cyprus, Germany, Latvia and Lithuania. The long-run causality tests' results are much more robust with respect to the quantification method applied. All the measures of consumers' inflation expectations occur to be caused by future inflation with the balance statistic BS₃ in Bulgaria,

Poland and Slovakia being the exceptions. It suggests that European consumers' inflation expectations are to some extent forward-looking.

Test results suggest that the feedback from consumer inflation expectations to actual inflation is rather weak and statistically insignificant. In the long-term analysis the opposite holds for the balance statistic BS_3 in Bulgaria, Poland, Romania and Slovenia, as well as for the subjectified probability measure of consumer inflation expectations in Italy and in the UK. In the short-term analysis there are more expectations' measures having influence on actual inflation, including: the objectified probability measure in Belgium, France and Poland (Ipsos survey), Portugal, the subjectified probability measure in Austria and the balance statistic BS_3 in Latvia.

Our results are consistent with the findings by Forsells and Kenny (2006), who covered a longer sample period, i.e. 1986–2005 using the probability measure of expectations in the euro area and its main economies.

3.3. Unbiasedness of consumer inflation expectations

An important feature of rational expectations is their unbiasedness. According to the rational expectations hypothesis, agents forming expectations use all information available and do not make systematic forecast errors, so their expectations are equal to the actual future inflation on average and to the actual future inflation plus a random forecast error period by period (Muth 1961; Lucas 1976)¹⁷. In line with the unbiasedness requirement, the coefficients β_0 and β_1 in the equation (9) should be equal to zero and one, respectively:

$$\pi_{t+n|t}^e = \beta_0 + \beta_1 \cdot \pi_{t+n} + \varepsilon_t \quad (11)$$

¹⁷ It should be noted that the problem of expectations' rationality had been introduced to the literature well before Muth (1961) and Lucas (1976) contributions. Keuzenkamp (1991) notices that Tinbergen (1932) had defined expectations' rationality in terms of the consistency of their formation process with the true economic relationships

where:

- π_{t+n} – the actual inflation in period $t + n$,
- $\pi_{t+n|t}^e$ – the expectation of inflation at time $t + n$ formed at time t ,
- ε – a white-noise error.

However, there are theoretical doubts¹⁸ concerning the assumptions of the rational expectations hypothesis, which may lead to inflation expectations bias, at least in the short run. Results of numerous empirical studies suggest that inflation expectations of consumers do not fulfil the unbiasedness requirement¹⁹. For this reason instead of testing the unbiasedness condition in its canonical form, we apply a test of the long-run convergence of inflation expectations to actual future inflation. Such a convergence takes place if the coefficients α_1 and α_2 of the following equation:

$$\pi_{t+n|t}^e = \alpha_1 \cdot \pi_{t+n-1|t-1}^e + \alpha_2 \cdot \pi_{t+n} + \varepsilon_t \quad (12)$$

add to one. Moreover, the lower is α_1 , the faster is the convergence process. It should be noted that the equation (10) allows verifying inflation expectations' unbiasedness by testing the hypothesis that the coefficient α_1 and α_2 are equal to zero and one respectively. According to estimation results (Table 5), consumer inflation expectations in all countries do not fulfil this condition, however, in the majority of analysed economies expectations converge to the actual inflation ex-post in the long run. The speed of convergence is relatively low and diversified between dif-

¹⁸ The prominent role here is played by sticky-information models. Mankiw and Reis (2002) suggest that because of the costs of acquiring information and/or of price reoptimization pricing decisions are not always based on current information. Another important input here, developed by Reis (2005) and Sims (2005), suggests that the process of acquiring and processing information that is an important part of forming inflation expectations by economic agents should be in itself treated as an outcome of rational (optimizing) behaviour.

¹⁹ E.g.: Bakhshi, Yates (1998) – inflation expectations of the UK employees, Mestre (2007) – consumer inflation expectations in the euro area, Forsells, Kenny (2004, 2006) – consumer inflation expectations in the euro area and its main economies, Łyziak (2005) – consumer inflation expectations in Poland, Koszczyński et al. (2006) – consumer inflation expectations in Poland and the Czech Republic

Table 5. Long-run convergence of expectations towards actual inflation

Country/measure	Unrestricted estimates (1)		H0: [$\alpha_1 + \alpha_2 = 1$]		Restricted estimates ²	Speed of convergence ³ (No. of months)
	α_1	α_2	F-stat.	[p-val]		
Austria						
– objectified [1995:10–2007:01]	0.945***	0.044**	0.51	[0.48]	0.957***	13
– subjectified [1995:10–2007:01]	0.857***	0.156*	0.27	[0.61]	0.858***	5
Belgium						
– objectified [1995:01–2007:01]	0.945***	0.037*	0.73	[0.40]	0.968***	22
– subjectified [1995:01–2007:01]	0.911***	0.055**	4.00	[0.05]	0.966***	21
Czech Republic						
– objectified [2001:01–2007:01]	0.952***	0.033	0.20	[0.66]	0.937***	11 4
– subjectified [2001:01–2007:01]	0.932***	0.044	0.70	[0.41]	0.955***	– 4
Denmark						
– objectified [1995:01–2007:01]	0.923***	0.037**	3.84	[0.05]	0.984***	43
– subjectified [1995:01–2007:01]	0.885***	0.061***	9.02	[0.00]	–	–

Country/measure	Unrestricted estimates ¹		H ₀ : [$\alpha_1 + \alpha_2 = 1$]		Restricted estimates ²	Speed of convergence ³ (No. of months)
	α_1	α_2	F-stat.	[p-val]		
EMU						
– objectified [1995:01–2007:01]	0.940***	0.041***	2.63	[0.11]	0.976***	29
– subjectified [1995:01–2007:01]	0.951***	0.038***	2.98	[0.09]	0.974***	27
Estonia						
– objectified [2001:04–2007:01]	0.923***	0.080	0.01	[0.93]	0.923***	9 ⁴
Finland						
– subjectified [1996:07–2007:01]	0.953***	0.045***	0.09	[0.77]	0.955***	16
France						
– objectified [1995:01–2007:01]	0.890***	0.073***	3.61	[0.06]	0.951***	14
Greece						
– subjectified [1995:01–2007:01]	0.752***	0.349***	12.30	[0.00]	–	–
Hungary						
– objectified [1995:01–2007:01]	0.915***	0.103***	1.16	[0.28]	0.943***	12
– quantitative objectified [2000:01–2006:04]	0.782***	0.229***	0.11	[0.74]	0.788***	12
Ireland						
– objectified [1998:03–2007:01]	0.962***	0.029	0.35	[0.56]	0.974***	27 ⁴
Italy						
– objectified [1995:01–2007:01]	0.915***	0.064**	1.58	[0.21]	0.941***	12
– subjectified [1995:01–2007:01]	0.766***	0.213***	1.45	[0.23]	0.783***	3
Latvia						
– objectified [2001:05–2007:01]	0.918***	0.086***	0.08	[0.78]	0.913***	8
Lithuania						
– objectified [2001:05–2007:01]	0.939***	0.068*	0.03	[0.87]	0.935***	11
– subjectified [2001:05–2007:01]	0.982***	0.018*	0.00	[0.99]	0.982***	39
Malta						
– objectified [2002:11–2007:01]	0.847***	0.093*	1.77	[0.19]	0.921***	9
– subjectified [2002:11–2007:01]	0.973***	0.018	0.03	[0.87]	0.985***	– ⁴
Netherlands						
– objectified [1995:01–2007:01]	0.912***	0.075**	0.27	[0.61]	0.925***	9
Poland						
– objectified [2001:05–2007:01]	0.930***	0.048**	0.77	[0.39]	0.936***	11
– subjectified [2001:05–2007:01]	0.916***	0.077***	0.10	[0.75]	0.917***	8
– objectified (Ipsos) [1995:01–2007:01]	0.903***	0.104**	0.10	[0.75]	0.911***	8
– quantitative objectified [2003:05–2007:01]	0.886***	0.117***	0.01	[0.92]	0.884***	6
Portugal						
– objectified [1997:11–2007:01]	0.934***	0.064**	0.03	[0.86]	0.936***	11
Romania						
– objectified [2001:05–2007:01]	0.900***	0.131*	0.84	[0.36]	0.933***	10
Slovakia						
– objectified [2000:04–2007:01]	0.885***	0.104**	0.11	[0.74]	0.883***	6
Slovenia						
– objectified [1996:03–2007:01]	0.888***	0.128***	1.47	[0.23]	0.907***	8
Spain						
– objectified [1995:01–2007:01]	0.947***	0.035***	2.69	[0.10]	0.982***	39
Sweden						
– objectified [1995:10–2007:01]	0.926***	0.039	1.68	[0.20]	0.949***	– ⁴
– subjectified [1995:10–2007:01]	0.942***	0.027**	3.11	[0.08]	0.973***	26
– quantitative [1995:10–2007:01]	0.962***	0.040**	0.04	[0.85]	0.962***	36
UK						
– objectified [1995:01–2007:01]	0.956***	0.030*	1.29	[0.26]	0.974***	27
– subjectified [1995:01–2007:01]	0.917***	0.055***	5.50	[0.02]	–	–
– quantitative [1999:04–2006:04]	0.885***	0.104**	0.48	[0.49]	0.906***	32

¹ Estimates of parameters of equation: $\pi_{t+1}^e = \alpha_1 \cdot \pi_{t+1}^e + \alpha_2 \cdot \pi_{t+2}^e$; OLS estimators; Newey-West standard errors in parentheses.

² Estimates of parameters of equation: $\pi_{t+1}^e = \alpha \cdot \pi_{t+1}^e + (1-\alpha) \cdot \pi_{t+2}^e$; OLS estimators; Newey-West standard errors in parentheses.

³ Half life of expectations' deviation from REH.

⁴ As in some economies coefficients α_1 and α_2 add to unity but coefficient on future inflation is statistically insignificant, an additional test was conducted on restricted estimates. If the null hypothesis of being equal to 1 is not rejected, as it happened for subjectified measure in the Czech Republic, Malta and objectified measure in Sweden, it is concluded that there is no convergence to actual future inflation. In the case of objectified measure in the Czech Republic, Estonia and Ireland this hypothesis is rejected at 5% significance level.

Source: own calculations.

ferent measures of expectations. In the case of objectified probability measures the estimate of α_1 varies from approximately 0.88 in Slovakia to 0.98 in Denmark. It corresponds to the number of months needed to absorb 50% of deviations of expectation from the long-run level (half-life of deviations) equal, respectively, 6 and 43. Half-life deviation estimates for subjectified probability indicators of inflation expectations are between 3 (Italy) and 39 months (Lithuania), while for quantitative ones – between 6 (Poland) and 36 months (Sweden).

4. Conclusions

Theoretical developments concerning the role of inflation expectations in economic relationships make empirical analysis in this area particularly needed. In this study we used survey measures of consumer inflation expectations in the European economies, which were quantified with different methods. Before using these measures in testing selected features of consumer inflation expectations we introduced a scheme of assessing their reliability.

The following conclusions can be drawn from the empirical part of our paper (Table 6): Firstly, the forecasting accuracy of quantified measures of consumer inflation expectations in Europe is rather poor and comparable to the accuracy of naive forecasts. Secondly, the paper provides evidence for the long-run

causality running from the actual future inflation to consumer inflation expectations, while the assessment of causality in the short-term dynamics depends on the measure of expectations applied. The impact of the actual future inflation on inflation expectations suggests that consumers are to some extent forward-looking. Thirdly, although the unbiasedness condition of rational expectations is not fulfilled in any economy under consideration, the majority of measures demonstrate the long-run convergence toward the actual future inflation, with respect to which they are formed. It may mean that a kind of learning process takes place, but according to our estimation results its speed, diversified across countries, seems to be rather slow on average.

The results presented in this study may be useful in selecting those measures of consumer inflation expectations, which perform well in terms of their leading properties with respect to the actual future inflation and as such should be embodied in monetary authorities' information sets. It should be noted, however, that there are still many areas in the empirical economics of inflation expectations, which need to be covered by analysis. Development of theoretical concepts combined with problems in measuring consumer inflation expectations provide incentives to assess existing approaches more rigorously and look for other methods of extracting this unobservable variable from consumer surveys and consumer behaviour.

Table 6. *Summary of results*

Country/measure	Forecast performance		Long run convergence		Does future inflation influence inflation expectations...	
	ME (p.p.)	RMSE (p.p.)	Does it converge to actual inflation?	Speed of convergence	in short term?	in long term?
Austria - objectified [1995:10-2007:01] - subjectified [1995:10-2007:01]	-0.5 0.4	1.1 1.4	Yes Yes	13 5	Yes No	Yes Yes
Belgium - objectified [1995:01-2007:01] - subjectified [1995:01-2007:01]	-0.6 -0.6	1.1 1.0	Yes Yes	22 21	No Yes	Yes -
Bulgaria - objectified [2001:05-2007:01] - subjectified [2001:05-2007:01]	x x	x x	x x	x x	x x	x x
Cyprus - objectified [2001:05-2007:01] - subjectified [2001:05-2007:01]	x x	x x	x x	x x	x x	x x
Czech Republic - objectified [2001:01-2007:01] - subjectified [2001:01-2007:01]	0.4 0.6	2.6 2.4	Yes No	11 -	Yes No	Yes Yes
Denmark - objectified [1995:01-2007:01] - subjectified [1995:01-2007:01]	-1.1 -1.0	1.3 1.2	Yes No	43 -	Yes No	- -
EMU - objectified [1995:01-2007:01] - subjectified [1995:01-2007:01]	-0.5 -0.3	0.8 0.6	Yes Yes	29 27	Yes No	Yes Yes
Estonia - objectified [2001:04-2007:01] - subjectified [2001:04-2007:01]	0.6 x	2.5 x	Yes x	9 x	Yes x	- x
Finland - objectified [1996:07-2007:01] - subjectified [1996:07-2007:01]	x -0.1	x 1.1	x Yes	x 16	x Yes	x Yes
France - objectified [1995:01-2007:01] - subjectified [1995:01-2007:01]	-0.5 x	0.8 x	Yes x	14 x	Yes x	Yes x

Country/measure	Forecast performance		Long run convergence		Does future inflation influence inflation expectations...	
	ME (p.p.)	RMSE (p.p.)	Does it converge to actual inflation?	Speed of convergence	in short term?	in long term?
Germany – objectified [1995:01–2007:01]	x	x	x	x	x	x
– subjectified [1995:01–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Greece – objectified [1995:01–2007:01]	x	x	x	x	x	x
– subjectified [1995:01–2007:01]	2.0	3.1	No	–	–	–
Hungary – objectified [1995:01–2007:01]	3.4	5.3	Yes	12	Yes	Yes
– subjectified [1995:01–2007:01]	x	x	x	x	x	x
– quantitative objectified [2000:01–2006:04]	0.7	2.0	Yes	12	–	–
Ireland – objectified [1998:03–2007:01]	-1.0	2.0	Yes	27	Yes	–
– subjectified [1998:03–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Italy – objectified [1995:01–2007:01]	-0.5	1.0	Yes	12	No	Yes
– subjectified [1995:01–2007:01]	-0.2	0.7	Yes	3	No	Yes
Latvia – objectified [2001:05–2007:01]	-1.0	2.0	Yes	8	Yes	–
– subjectified [2001:05–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Lithuania – objectified [2001:05–2007:01]	-0.3	2.4	Yes	11	Yes	–
– subjectified [2001:05–2007:01]	-0.4	2.3	Yes	39	No	–
Luxembourg – objectified [2002:01–2007:01]	x	x	x	x	x	x
– subjectified [2002:01–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Malta – objectified [2002:11–2007:01]	-1.3	1.8	Yes	9	x	x
– subjectified [2002:11–2007:01]	-2.0	2.2	No	–	–	–
Netherlands – objectified [1995:01–2007:01]	-0.4	1.1	Yes	9	Yes	Yes
– subjectified [1995:01–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Poland – objectified [2001:05–2007:01]	0.5	2.6	Yes	11	Yes	Yes
– subjectified [2001:05–2007:01]	1.0	2.3	Yes	8	No	Yes
– objectified (Ipsos) [1995:01–2007:01]	3.4	5.6	Yes	8	Yes	Yes
– quantitative objectified [2003:05–2007:01]	-0.1	1.8	Yes	6	–	–
Portugal – objectified [1997:01–2007:01]	-0.3	1.3	Yes	11	Yes	Yes
– subjectified [1997:01–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Romania – objectified [2001:05–2007:01]	8.4	10.6	Yes	10	Yes	–
– subjectified [2001:05–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Slovakia – objectified [2000:04–2007:01]	2.0	2.3	Yes	6	Yes	Yes
– subjectified [2000:04–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Slovenia – objectified [1996:03–2007:01]	1.2	5.0	Yes	8	Yes	Yes
– subjectified [1996:03–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Spain – objectified [1995:01–2007:01]	-1.0	1.3	Yes	39	Yes	Yes
– subjectified [1995:01–2007:01]	x	x	x	x	x	x
Sweden – objectified [1995:10–2007:01]	-0.2	1.3	No	–	Yes	Yes
– subjectified [1995:10–2007:01]	-0.3	1.1	Yes	26	Yes	Yes
– quantitative [1995:10–2007:01]	0.7	1.3	Yes	36	No	Yes
UK – objectified [1995:01–2007:01]	-0.6	1.3	Yes	27	Yes	Yes
– subjectified [1995:01–2007:01]	-0.7	1.2	No	–	No	Yes
– quantitative [1999:04–2006:04]	-0.4	0.9	Yes	8	–	–

x denotes that given measure of inflation expectations is considered as unreliable.

References

- Bakhshi H., Yates A. (1998), *Are UK inflation expectations rational?*, "Working Paper", No. 81, Bank of England, London.
- Batchelor R.A., Orr A.B. (1988), *Inflation expectations revisited*, "Economica", Vol. 55, No. 219, pp. 317-331.
- Berk J.M. (1999), *Measuring inflation expectations: a survey data approach*, "Applied Economics", Vol. 31, No. 11, pp. 1467-1480.
- Berk J.M. (2000), *Consumers' inflation expectations and monetary policy in Europe*, "Staff Report", No. 55, De Nederlandsche Bank, http://www.dnb.nl/en/binaries/sr055_tcm47-146833.pdf
- Berk J.M. (2006), *Consumers' inflation expectations and monetary policy in Europe*, paper presented during the National Bank of Poland Workshop on "The role of inflation expectations in modelling and monetary policy making", 9-10 February 2006, Warsaw.
- Berk J.M., Hebbink G. (2006), *The anchoring of European inflation expectations*, "Working Paper", No. 116, De Nederlandsche Bank, Amsterdam.
- Del Giovane P., Sabbatini R. (2004), *L'introduzione dell'euro e la divergenza tra inflazione rilevata e percepita*, "Temi di discussione del Servizio Studi", No. 532, Banca d'Italia, Rome.
- Del Giovane P., Sabbatini R. (2005), *The introduction of the euro and the divergence between officially measured and perceived inflation: The case of Italy*, mimeo, OECD, <http://www.oecd.org/dataoecd/24/55/34975994.pdf>
- Döpke J., Dovern J., Fritsche U., Salacek J. (2006), *The dynamics of European inflation expectations*, "Discussion Paper", No. 571, DIW, Berlin.
- EC (2007), *The joint harmonised EU programme of business and consumer surveys user guide*, European Commission, Directorate General Economic And Financial Affairs, http://ec.europa.eu/economy_finance/indicators/businessandconsumersurveys_en.htm
- ECB (2002), *Recent developments in consumers' inflation perceptions*, "Monthly Bulletin", July, ECB, Frankfurt.
- ECB (2003), *Consumers' inflation perceptions: still at odds with official statistics?*, "Monthly Bulletin", April, ECB, Frankfurt.
- ECB (2005), *Recent developments in consumers' inflation perceptions*, "Monthly Bulletin", July, ECB, Frankfurt.
- Engle R., Granger C. (1987), *Cointegration and error-correction: Representation, estimation and testing*, "Econometrica", No. 55, pp. 251-276.
- Ericsson N.R., Hendry D.F., Mizon G.E. (1998), *Exogeneity, cointegration and economic policy analysis*, "International Finance Discussion Paper", No. 616, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C.
- Forsells M., Kenny G. (2004), *Survey expectations, rationality and the dynamics of euro area inflation*, "Journal of Business Cycle Measurement and Analysis", No. 1, pp. 13-42.
- Forsells M., Kenny G. (2006), *Survey expectations, rationality and the dynamics of euro area inflation*, paper presented during the workshop "The role of inflation expectations in modelling and monetary policy making", National Bank of Poland, 9-10 February, Warsaw.
- Harvey D., Leybourne S. and Newbold P. (1997), *Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors*, "International Journal of Forecasting", Vol. 13, pp. 281-291.
- Jonung L. (1986), *Uncertainty about inflationary perceptions and expectations*, "Journal of Economic Psychology", No. 7, pp. 315-325.
- Keuzenkamp H. A. (1991), *A precursor to Muth: Tinbergen's 1932 model of rational expectations*, "The Economic Journal", Vol. 101, No. 408, pp. 1245-1253.
- Kokoszcyński R., Lyziak T., Stanisławska E. (2006), *Consumer inflation expectations. Usefulness of survey-based measures – a cross-country study*, paper presented during the 28th CIRET Conference „Cyclical Indicators and Economic Policy Decisions”, Centre for International Research on Economic Tendency Surveys, 20-23 September, Rome.
- Lucas R. E. (1976), *Econometric policy evaluations: A critique*, in: K. Brunner, A. H. Meltzer (eds.), *The Phillips Curve and Labour Markets*, North Holland, Amsterdam.
- Lyziak T. (2003), *Consumer inflation expectations in Poland*, "Working Paper", No. 287, ECB, Frankfurt.
- Lyziak T. (2005), *Inflation targeting and consumer inflation expectations in Poland. A success story?*, "Journal of Business Cycle Measurement and Analysis", Vol. 2, No. 2, pp. 185-212.
- Lyziak T., Mackiewicz J., Stanisławska E. (2006), *Central bank transparency and credibility. The case of Poland, 1998-2004*, "European Journal of Political Economy", No. 23, pp. 67-87.
- Lyziak T., Stanisławska E. (2006a), *Consumer inflation expectations. Survey questions and quantification methods – the case of Poland*, "Working Paper", No 37, NBP, Warsaw.

- Łyziak T., Stanisławska E. (2006b), *Inflacja bieżąca a różne miary oczekiwań inflacyjnych konsumentów w wybranych krajach*, „Bank i Kredyt”, No. 10, pp. 17–30.
- Mankiw N. G., Reis R. (2002), *Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips Curve*, “Quarterly Journal of Economics”, No. 117, pp. 1295–1328.
- Mestre R. (2007), *Are survey-based inflation expectations in the euro area informative?*, “Working Paper”, No 721, ECB, Frankfurt.
- Muth J. F. (1961), *Rational expectations and the theory of price movements*, “Econometrica”, Vol. 29, No. 3, pp. 315–335.
- Reis R. (2005), *Inattentive producers*, “Working Paper”, No. 11820, NBER, Cambridge.
- Sims Ch. A. (2005), *Rational inattention: a research agenda*, “Discussion Paper”, No. 34/2005, Deutsche Bundesbank, Frankfurt.
- Tinbergen J. (1932), *Ein Problem der Dynamik*, „Zeitschrift für Nationalökonomie“, Vol. 3, No. 2, pp. 169–184.

Bayesian Inference on Technology and Cost Efficiency of Bank Branches*

Wnioskowanie bayesowskie o technologii i efektywności kosztowej oddziałów banku

*Jerzy Marzec***, *Jacek Osiewalski****

received: 29 April 2008, final version received: 12 September 2008, accepted: 8 October 2008

Abstract

We present Bayesian statistics and Gibbs sampling, an MCMC simulation technique, as tools for making inferences in stochastic frontier models for panel data from the banking sector. In our empirical example, the Bayesian approach is applied to estimate a short-run frontier cost function for $N = 58$ branches of a Polish commercial bank, observed over $T = 4$ quarters of one year. We use a translog cost function (with regularity conditions imposed for an 'average' branch) and treat inefficiency as a random individual effect, assuming a varying efficiency distribution (VED) specification proposed by Koop, Osiewalski and Steel (1997).

Keywords: Bayesian econometrics, panel data, cost models, microeconomics of bank.

JEL: C11, C23, D24, G21

Streszczenie

W artykule prezentujemy statystykę bayesowską i próbkowanie Gibbsa (technikę symulacji typu MCMC) jako narzędzia wnioskowania w stochastycznych modelach granicznych dla danych panelowych z sektora bankowego. W naszym przykładzie empirycznym podejście bayesowskie służy do estymacji krótkookresowej granicznej funkcji kosztu dla 58 oddziałów polskiego banku komercyjnego, na podstawie danych z 4 kwartałów jednego roku. Przyjmujemy funkcję kosztu typu translog (z warunkami regularności dla przeciętnego oddziału), a nieefektywność traktujemy jak losowy efekt indywidualny, wykorzystując specyfikację o zmiennym rozkładzie efektywności (VED), którą zaproponowali Koop, Osiewalski i Steel (1997).

Słowa kluczowe: ekonometria bayesowska, dane panelowe, modele kosztu, mikroekonomia banku.

* A much earlier version of this work was presented at the Wolpertinger Conference of the European Association of University Teachers of Banking and Finance (Cracow University of Economics, Kraków, 2-4 September, 2004).

** Cracow University of Economics, Department of Econometrics; e-mail: eemarzec@cyfronet.krakow.pl

*** Cracow University of Economics, Department of Econometrics; Andrzej Frycz Modrzewski Cracow University College; e-mail: eosiewa@cyf-kr.edu.pl

1. Introduction

The stochastic frontier or composed error framework was first introduced in Meeusen and van den Broeck (1977) and Aigner et al. (1977) and has been used in many empirical applications. In particular, stochastic frontier models have been applied in studies of production and cost efficiency in the banking sector; see Ferrier, Lovell (1990), Cebenoyan et al. (1993), Bauer, Hancock (1993), Mester (1993; 1997), Berger, Mester (1997), Berger, De Young (1997), Kraft, Tirtiroglu (1997), Altunbas et al. (2000). All these empirical studies used the sampling theory (classical) methods of inference.¹

Van den Broeck, Koop, Osiewalski and Steel (1994), hereafter BKOS, Koop, Steel and Osiewalski (1995), and Koop, Osiewalski and Steel, hereafter KOS (1994a; 1994b; 1997; 1999; 2000a; 2000b) used Bayesian methods to analyze stochastic frontier models and argued that such methods had several advantages over their classical counterparts in the treatment of these models. Most importantly, the Bayesian approach enables to provide exact finite sample results for any feature of interest and to take fully into account parameter uncertainty. The Bayesian statistical methodology has been successfully applied in various empirical issues, ranging from hospital efficiencies in KOS (1994b; 1997) to analyses of the growth of countries in KOS (1999; 2000a; 2000b). In this paper we apply the Bayesian approach to model the short-run cost frontier and to measure cost efficiency of bank branches.

There are different reasons for focusing on branches of one of Polish commercial banks; some reasons are practical and rather specific to the situation of the banking sector in Poland, other are more general and of methodological nature. First of all, it was much easier to collect (or, in fact, to construct – see Marzec 2000) reliable and fully comparable data representing activities of all branches of a big Polish bank than to find a data set of similar quality that would represent a relatively homogenous (and not too small) group of Polish banks. Thus, focusing on branches of one bank helped us to avoid problems with heterogeneity, discussed by Mester (1997). Second, branches (as opposed to specialized departments or units) are not involved in financial services that would be called “nontraditional activities”. As regards the case we report in the empirical example, the branches under study represented traditional banking technology which can be modelled within the framework of Sealey and Lindley (1977). This means we could focus on the presentation of the Bayesian statistical methodology at work and not on addressing

new questions related to the economics of a bank.² Third, modelling the technology used by branches and making efficiency comparisons among them constitute a very useful tool for the management of the bank. The analysis of activities of bank branches was presented by Zardokoohi and Kolari (1994), Berger et al. (1997) and others, using mainly mathematical programming techniques.

In our first preliminary study we used only cross-sectional data and a very simplified cost frontier; see Osiewalski, Marzec (1998). This work is based on a more mature approach, already adopted in our papers published only in Polish; see Marzec, Osiewalski (2001; 2003). Here we summarise and extend our previous research. Thus, we use panel data and a translog cost function. We show how inferences on technology and individual cost efficiencies of bank branches can be made using Bayesian random effects models proposed in KOS (1997) and a variant of the Gibbs sampler developed therein. We adopt the general Varying Efficiency Distribution (VED) model specification and apply a Highest Posterior Density (HPD) test to examine statistical validity of the simpler, nested CED (Common Efficiency Distribution) model. Our approach enables to impose (locally) all economic regularity conditions on the short-run translog cost model.

2. The Bayesian Stochastic Frontier Model

The basic sampling model considered here can be written as

$$y_{it} = h(\mathbf{x}_{it}, \boldsymbol{\beta}) + v_{it} + z_{it}, \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (1)$$

where y_{it} is the natural logarithm of cost for branch i at time t ($i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$); \mathbf{x}_{it} is a row vector of exogenous variables; h – a known measurable function and $\boldsymbol{\beta}$, – a vector of k unknown parameters define the deterministic part of the frontier and represent technology common to all branches (the translog specification is used in the empirical part); and v_{it} and z_{it} are random terms, one symmetric about zero and the other non-negative. In the case of a cost frontier, z_{it} captures the overall cost inefficiency, reflecting cost increases due to both technical and allocative inefficiency of branch i at time t . For the translog cost model, treated as the true description of technology, Kumbhakar (1997) derives the exact relationship between allocative inefficiency in the cost share equations and in the cost function, which indicates that z_{it} in (1) are not independent of the exogenous variables and the parameters in the cost function. However, the translog specification is generally viewed as an approximation to the unknown true cost

¹ In Polish efficiency studies for the banking sector, mathematical programming techniques (mainly Data Envelopment Analysis, DEA) prevail; see, e.g., Mielnik, Ławrynowicz (2002) and Pawłowska (2003a; 2003b).

² Rogers (1998) studied the role of nontraditional activities and their importance for measuring efficiency.

function, and the common assumption within the stochastic frontier framework is that inefficiency terms are independent of the systematic part of the cost model. Thus, this independence assumption will be maintained in our analysis.

Note that our framework is suitable for panel data, but the case of just one cross-section is easily covered as it corresponds to $T = 1$. Here we make the assumption that the inefficiency level is an individual (branch) effect, i.e. $z_{it} = z_i (t = 1, \dots, T)$, as in KOS (1994b; 1997); see also Pitt, Lee (1981, Model I) and Schmidt, Sickles (1984). This assumption is motivated by our empirical example, where we use panel data corresponding to only four quarters of one year ($T = 4$). In such a short period of time, systematic changes in efficiency cannot be expected, so we use the data to improve precision of inferences on individual efficiency treated as a branch-specific characteristic. Generally, time-invariant efficiency will be measured as $r_i = \exp(-z_i)$, which is an easily interpretable quantity in $(0, 1]$. We also assume that z_i and v_{it} are independent of each other and v_{it} are independent across branches and time.

Using yearly data for many countries observed over longer periods, KOS (1999; 2000a; 2000b) follow an alternative strategy and assume that z_{it} is independent over both i and t (conditionally upon the parameters necessary to describe its sampling distribution); see also Pitt and Lee (1981, Model II). Osiewalski and Steel (1998) discussed numerical tools directly applicable in specifications that do not impose any panel structure. Here we use a version of the Gibbs sampler designed for random individual effects models in KOS (1997); our Gibbs sampler draws from the region (in the parameters space) where economic regularity holds.

Bayesian analysis requires specifying the Bayesian model, i.e. the joint distribution of the observables, latent variables and parameters, usually conditional on the values of the explanatory variables (assumed exogenous). According to the common statistical practice, we first formulate the sampling distribution (of the observables and latent variables given parameters) and then the prior distribution (the marginal distribution of the parameters of the sampling specification). In order to specify a parametric sampling distribution for the observables y_{it} and unobserved z_i , we assume that v_{it} is $N(0, \sigma^2)$, i.e. Normal with zero mean and constant variance σ^2 , and z_i is Exponential with mean (and standard deviation) λ_i . The mean of z_i can depend on some (say, $m-1$) exogenous variables $s_{ij} (j = 2, \dots, m)$ explaining possible systematic differences in efficiency levels. We assume

$$\lambda_i = \prod_{j=1}^m \phi_j^{-s_{ij}} \tag{2}$$

where $\phi_j > 0$ are unknown parameters and $s_{i1} = 1$. If $m > 1$, the distributions of z_i can differ for different i and thus in KOS(1997) this specification is called

the Varying Efficiency Distribution (VED) model. If $m = 1$, then $\lambda_i = \phi_1^{-1}$ and all inefficiency terms constitute independent draws from the same distribution. This important special case is called the Common Efficiency Distribution (CED) model. Some non-Bayesian empirical works in the field of bank efficiency analysis used a two-step approach where the efficiency estimates obtained at the first stage were regressed (at the second stage) on additional explanatory variables; see, Cebenoyan et al. (1993), Mester (1993), Berger, Mester (1997), Berger, De Young (1997), and Kraft, Tirtiroglu (1997). While such two-step approaches can serve as very crude statistical techniques, our Bayesian VED model yields a coherent framework for both estimation and testing of influences of exogenous factors on individual efficiency.

Note that the density of all y_{it} and z_i given \mathbf{x}_{it} , $\mathbf{s}_i = (s_{i1}, \dots, s_{im})$ and $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}', \sigma^2, \phi_1, \dots, \phi_m)'$ is the product of NT Normal and N Exponential densities. This leads to the following Bayesian model:

$$p(\mathbf{y}, \mathbf{z}, \boldsymbol{\theta} | \mathbf{X}, \mathbf{S}) = p(\boldsymbol{\theta}) p(\mathbf{z} | \boldsymbol{\theta}, \mathbf{X}, \mathbf{S}) p(\mathbf{y} | \mathbf{z}, \boldsymbol{\theta}, \mathbf{X}, \mathbf{S}) \\ \propto p(\boldsymbol{\theta}) \prod_{i=1}^N \left[f_G \left(z_i \mid 1, \prod_{j=1}^m \phi_j^{s_{ij}} \right) \prod_{t=1}^T f_N(y_{it} | h(\mathbf{x}_{it}, \boldsymbol{\beta}) + z_i, \sigma^2) \right] \tag{3}$$

where $p(\boldsymbol{\theta})$ denotes the prior density, $f_N(\cdot | a, b)$ is the (univariate) Normal density with mean a and variance b , and $f_G(\cdot | a, b)$ is the Gamma density with mean a/b and variance a/b^2 ($a = 1$ corresponds to the Exponential distribution).

In principle, the prior distribution of $\boldsymbol{\theta}$ can be any distribution, but it is usually preferred not to introduce too much subjective information about the parameters. Therefore, we use the following prior structure:

$$p(\boldsymbol{\theta}) = p(\sigma^2) p(\boldsymbol{\beta}) p(\boldsymbol{\phi}) \propto f_G(\sigma^{-2} | \frac{1}{2} n_0, \frac{1}{2} c_0) I(\boldsymbol{\beta} \in B) \prod_{j=1}^m f_G(\phi_j | 1, g_j), \tag{4}$$

which reflects the lack of prior knowledge about the frontier parameters $\boldsymbol{\beta}$, except for regularity conditions $\boldsymbol{\beta} \in B$ imposed by economic theory and represented by the indicator function $I(\cdot)$. Alternatively, we could use a proper prior distribution on $\boldsymbol{\beta}$, possibly truncated to the region of regularity. Typically, we shall choose the prior hyperparameters $n_0 > 0$ and $c_0 > 0$ so as to represent very weak prior information on the precision of the stochastic frontier. In models without panel structure, we cannot take as the prior density for σ^{-2} the kernel of the limiting case where $c_0 = 0$ because this would result in the lack of existence of the posterior distribution; see Fernández et al. (1997). Since we treat here the inefficiency terms as time-invariant individual effects, the use of the usual Jeffreys type prior for σ^{-2} (which corresponds to the Gamma kernel with $n_0 = c_0 = 0$) is allowed. For the m parameters of the efficiency distribution we take proper,

independent Exponential priors in order to avoid the pathology described by Ritter (1993) and discussed in more general terms by Fernández et al. (1997). Following KOS (1994b, 1997), we use $g_j = 1$ for $j > 1$ and take $g_1 = -\ln(r^*)$ where $r^* \in (0, 1)$ is the hyperparameter to be elicited. In the CED model ($m = 1$), r^* can be interpreted as the prior median efficiency, because it is exactly the median of the marginal prior distribution of individual efficiency $r_i = \exp(-z_i)$; see BKOS (1994). In the VED case ($m > 1$), our prior for $\phi = (\phi_1, \dots, \phi_m)'$ is quite non-informative and centered over the prior for the CED model. The prior on ϕ , a parameter which is common to all branches, induces links between the branch-specific inefficiency terms.

3. Bayesian Inference using Gibbs sampling

Since an important aspect of any empirical analysis of production is making inferences not only on the parameters describing technology, but also on individual efficiencies of observed units (here: branches), there is no need to integrate out unobserved z_i 's from the joint density (3). After having observed the data, the Bayesian approach combines all the information about the unknown quantities in their posterior density $p(\mathbf{z}, \boldsymbol{\theta} \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$ proportional to (3). As this is a non-standard and highly multivariate density, the crucial task of any applied Bayesian study is "to calculate relevant summaries of the posterior distribution, to express the posterior information in a usable form, and to serve as formal inferences if appropriate. It is in the task of summarizing that computation is typically needed." (O'Hagan 1994, p. 205). As KOS (1997) showed, a Markov Chain Monte Carlo technique known as Gibbs sampling is a particularly easy and efficient tool for simulating samples from the posterior distribution and therefore for approximating its relevant summaries.

Gibbs sampling is a technique for obtaining a sample from a joint distribution of a random vector $\boldsymbol{\alpha}$ by taking random draws from only full conditional distributions. A detailed description of the technique can be found in e.g. Casella, George (1992), and Tierney (1994). Suppose we are able to partition $\boldsymbol{\alpha}$ into $(\alpha_1', \dots, \alpha_p)'$ in such a way that sampling from each of the conditional distributions (of α_i given the remaining subvectors; $i = 1, \dots, p$) is relatively easy. Then the Gibbs sampler consists of drawing from these distributions in a cyclical way, that is, given the q th draw, $\boldsymbol{\alpha}^{(q)}$, the next draw, $\boldsymbol{\alpha}^{(q+1)}$, is obtained in the following pass through the sampler:

$$\begin{aligned} \alpha_1^{(q+1)} & \text{ is drawn from } p(\alpha_1 \mid \alpha_2 = \alpha_2^{(q)}, \dots, \alpha_p = \alpha_p^{(q)}), \\ \alpha_2^{(q+1)} & \text{ is drawn from } p(\alpha_2 \mid \alpha_1 = \alpha_1^{(q+1)}, \alpha_3 = \alpha_3^{(q)}, \dots, \\ \alpha_p & = \alpha_p^{(q)}), \\ \dots & \\ \alpha_p^{(q+1)} & \text{ is drawn from } p(\alpha_p \mid \alpha_1 = \alpha_1^{(q+1)}, \dots, \alpha_{p-1} = \alpha_{p-1}^{(q+1)}). \end{aligned}$$

Note that each pass consists of p steps, i.e. drawings of the p subvectors of $\boldsymbol{\alpha}$. The starting point, $\boldsymbol{\alpha}^{(0)}$, is arbitrary. Under certain general conditions (irreducibility and aperiodicity as described in e.g. Tierney (1994), the distribution of $\boldsymbol{\alpha}^{(q)}$ converges to the joint distribution, $p(\boldsymbol{\alpha})$, as q tends to infinity. Thus, in an asymptotic sense, we draw a sample directly from the joint distribution. In practical applications we have to discard a (large) number of passes before convergence to joint distribution $p(\boldsymbol{\alpha})$ is reached.

In order to efficiently use Gibbs sampling to make posterior inferences on both the parameters and branch efficiencies, we have to consider the joint posterior density of \mathbf{z} and $\boldsymbol{\theta}$, $p(\mathbf{z}, \boldsymbol{\theta} \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$ where \mathbf{z} is the $N \times 1$ vector of all the z_i 's. Note that the dimension is then $N + k + m + 1$, greater than the number of observed units. Despite this high dimensionality, the steps involved in the Gibbs sampler are very easy to implement.

Given \mathbf{z} , the frontier parameters $(\boldsymbol{\beta}, \sigma^{-2})$ are independent of ϕ and can be treated as the parameters of the (linear or nonlinear) Normal regression model in (3). Thus, we obtain the following full conditionals for σ^{-2} and $\boldsymbol{\beta}$:

$$\begin{aligned} p(\sigma^{-2} \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}, \mathbf{z}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}) & = p(\sigma^{-2} \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{z}, \boldsymbol{\beta}) \\ & = f_G \left(\sigma^{-2} \mid \frac{n_0 + T \cdot N}{2}, \frac{1}{2} \left\{ c_0 + \sum_{i,t} (y_{it} - z_i - h(\mathbf{x}_{it}, \boldsymbol{\beta}))^2 \right\} \right) \\ p(\boldsymbol{\beta} \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}, \mathbf{z}, \sigma^{-2}, \boldsymbol{\phi}) & = p(\boldsymbol{\beta} \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{z}, \sigma^{-2}) \\ & \propto I(\boldsymbol{\beta} \in B) \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sigma^{-2} \sum_{i,t} (y_{it} - z_i - h(\mathbf{x}_{it}, \boldsymbol{\beta}))^2 \right\}. \end{aligned} \quad (5)$$

The full conditional posterior densities of ϕ_j ($j = 1, \dots, m$) have the general form:

$$\begin{aligned} p(\phi_j \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}, \mathbf{z}, \boldsymbol{\beta}, \sigma^{-2}, \boldsymbol{\phi}_{(-j)}) & = p(\phi_j \mid \mathbf{S}, \boldsymbol{\phi}_{(-j)}) \\ & \propto \exp \left(-\phi_j \sum_i z_i D_{i1} \right) \times f_G \left(\phi_j \mid 1 + \sum_i s_{ij}, g_j \right) \end{aligned} \quad (7)$$

where

$$D_{ir} = \prod_{j \neq r}^m \phi_j^{s_{ij}} \quad (8)$$

for $r = 1, \dots, m$ ($D_{i1} = 1$ when $m = 1$) and $\boldsymbol{\phi}_{(-j)}$ denotes $\boldsymbol{\phi}$ without its j th element. Since $s_{i1} = 1$, the conditional of ϕ_1 is Gamma with parameters $1 + N$ and $g_1 + z_1 D_{i1} + \dots + z_N D_{N1}$.

Conditionally on the parameters and the data, the vector of unobserved inefficiency terms $\mathbf{z} = (z_1 \dots z_N)'$ has a truncated Normal distribution with density which is the product of N independent truncated Normal

$$p(\mathbf{z} \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}, \boldsymbol{\theta}) \propto \prod_{i=1}^N f_N^1 \left(z_i \mid \bar{y}_i - \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\beta} - T^{-1} \sigma^2 \prod_{j=1}^m \phi_j^{s_{ij}}, T^{-1} \sigma^2 \right) I(z_i \geq 0) \quad (9)$$

densities; see KOS(1997). In (9) \bar{y}_i and \bar{x}_i are simple averages of y_{it} and \mathbf{x}_{it} over time. From (9) we can easily draw z_i s given the data and the parameters. These draws are immediately transformed into efficiency indicators $r_i = \exp(-z_i)$. Thus, this N -dimensional step of each pass through our Gibbs sampler is quite simple.

Depending on the form of the frontier and on the values of s_{ij} for $j > 1$, the full conditionals for β and for ϕ_j ($j = 2, \dots, m$) can be quite easy or very difficult to draw from. Drawing from nonstandard conditional densities within the Gibbs sampler requires special techniques, like rejection methods or the Metropolis-Hastings algorithm (see e.g. Tierney 1994 or O'Hagan 1994). KOS (1994a; 1994b) used variants of the Metropolis-Hastings technique in the cases of a non-linear frontier or continuous s_{ij} , respectively. These hybrid procedures imply a substantial added complexity in simulations from the posterior distribution and require additional input from the user. Therefore, following Osiewalski and Steel (1998) we stress two special cases where considerable simplifications are possible:

- (i) linearity of the frontier,
- (ii) 0–1 dummies for s_{ij} ($j = 2, \dots, m$).

If $h(\mathbf{x}_{it}|\beta) = \mathbf{x}_{it}\beta$ then (6) is a k -variate Normal density, possibly truncated due to regularity conditions. That is, we have

$$p(\beta | \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}, \mathbf{z}, \sigma^{-2}, \phi) \propto I(\beta \in B) f_N(\beta | \hat{\beta}, \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}) \quad (10)$$

where

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{y} - \mathbf{z} \otimes \mathbf{1}_T), \quad (11)$$

$\mathbf{1}_T$ is a vector of ones, $\mathbf{z} \otimes \mathbf{1}_T$ denotes the Kronecker product of \mathbf{z} and $\mathbf{1}_T$, and \mathbf{y} and \mathbf{X} denote a $NT \times 1$ vector of y_{it} s and a $NT \times k$ matrix with \mathbf{x}_{it} s as rows, respectively. Cobb-Douglas or translog frontiers serve as examples of linearity in β ; see Koop et al. (1995) and KOS (1997; 1999; 2000a; 2000b).

The dichotomous character of the variables explaining efficiency differences (s_{i2}, \dots, s_{im}) greatly simplifies (7), which simply becomes a Gamma density:

$$p(\phi_h | \mathbf{S}, \mathbf{z}, \phi_{(-h)}) = f_G\left(\phi_h \left| 1 + \sum_{i=1}^N s_{ih} g_h + \sum_{i=1}^N s_{ih} z_i D_{ih} \right.\right); \quad (12)$$

see KOS (1997). From the purely numerical perspective, it pays to dichotomize these original variables in \mathbf{s}_i which are not 0–1 dummies.

The above discussion confirms that the Bayesian stochastic frontier cost model, considered in this paper, can be analyzed using Gibbs sampling. That is, even though the marginal posteriors of θ and z_i are unwieldy, the conditionals for a suitable partition of the set of unknown quantities are much easier to work with. By taking a long enough sequence of successive draws from the conditional posterior densities, each conditional on previous draws from the other conditional densities, we

can create a sample that can be treated as coming from the joint posterior distribution. The posterior expectation of any arbitrary function of interest, $g(\theta, \mathbf{z}; \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$, can be approximated by its sample mean, g^* , based on M passes (after convergence has been assured):

$$E[g(\theta, \mathbf{z}; \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}) | \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}] \approx g^*(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}) = \frac{1}{M} \sum_{l=1}^M g(\theta^{(l)}, \mathbf{z}^{(l)}; \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}).$$

4. Modelling Variable Costs of Bank Branches

We illustrate the Bayesian stochastic frontier analysis using the data from $N = 58$ branches of one of Polish commercial banks observed over $T = 4$ quarters of one year. Our short-run translog cost model takes the form:

$$\begin{aligned} \ln VC_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln W_{it,D} + \beta_2 \ln W_{it,L} + \beta_3 \ln Q_{it} + \beta_4 \ln K_{it} + \beta_5 \ln W_{it,D} \ln W_{it,L} \\ & + \beta_6 \ln W_{it,D} \ln Q_{it} + \beta_7 \ln W_{it,D} \ln K_{it} + \beta_8 \ln W_{it,L} \ln Q_{it} + \beta_9 \ln W_{it,L} \ln K_{it} \\ & + \beta_{10} \ln Q_{it} \ln K_{it} + \beta_{11} (\ln W_{it,D})^2 + \beta_{12} (\ln W_{it,L})^2 + \beta_{13} (\ln Q_{it})^2 \\ & + \beta_{14} (\ln K_{it})^2 + v_{it} + z_i \end{aligned} \quad (14)$$

where the following notation is adopted:

VC = cost of labour (personnel expenses) + cost of financial capital (interest expenses) + cost of computers, software and other goods and services purchased from outside suppliers,

W_L = price of labour = (personnel expenses)/(number of full-time equivalent employees),

W_D = price of deposits and other borrowed money = (interest expense)/(volume),

K = office space (in square meters),

Q = aggregate volume of different loans + the excess of deposits over loans (if positive).

In our VED specification for inefficiency term z_i , we use three dummies to model its mean λ_i :

$s_{i2} = 1$ if branch i had more deposits than loans ($s_{i2} = 0$ otherwise),

$s_{i3} = 1$ if volume of loans was greater than PLN 100 million ($s_{i3} = 0$ otherwise),

$s_{i4} = 1$ for branches with subbranches ($s_{i4} = 0$ otherwise);

thus, $m = 4$ and $s_{i1} \equiv 1$. Our conjecture is that fewer deposits than loans means higher costs because of charge for “external” refinancing (thus, $s_{i2} = 1$ should correspond to higher efficiency, $\phi_2 > 1$); the larger branch and the more complicated its structure, the lower efficiency ($\phi_3 < 1$, $\phi_4 < 1$). The model has 20 parameters, including σ^{-2} , ϕ_1 , ϕ_2 , ϕ_3 and ϕ_4 .

In the specification given above, we follow the microeconomic analysis of Sealey and Lindley (1977) who view the bank as using labour, physical capital, and financial capital (mainly deposits) to produce earning assets. Thus, we use deposits and other borrowed money

as inputs (representing financial capital used), and income generating money as the aggregate product of a bank branch. This approach (often called the intermediation approach) has been adopted in many empirical studies, using econometric as well as mathematical programming tools; see Akhainen et al. (1997), Altunbas et al. (2000), Berger et al. (1997), Cebenoyan et al. (1993), English et al. (1993), Grabowski et al. (1993), Hassan et al. (1990), Hughes, Mester (1993), Kaparakis et al. (1994), Mester (1987; 1993), Muldur, Sassenou (1993), Noulas et al. (1990), Zardokoohi, Kolari (1994).

As a consequence of the approach we follow, the variable cost includes both interest and operating costs. Our aggregate product Q comprises loans to individuals, commercial and industrial loans, and the excess of deposits over loans (if positive, i.e. if $s_{i2} = 1$). The latter component reflects the fact that branches operate within the bank and their excessive deposits can be used by those branches which lack funds for loans ($s_{i2} = 0$). In fact, all observed branches tended to specialize either in the acquisition of financial capital from depositors or in lending funds. Branches from the first group (depository branches, $s_{i2} = 1$) provided extra funds, which were used by branches from the other group. These funds were provided at a constant price (related to prices on the interbank market), fixed by the bank and only used to correct the calculation of the operating profit of a branch. Thus, for a depository branch, the volume of its excess funds can be treated as a product because it increased the calculated profit of that branch. On the other hand, this money was used as input by the branches that lacked funds for loans; its price was constant over branches and used to correct downwards the calculation of the operating profit of branches specializing in lending funds.

Our measure of variable cost includes cost of computers, software and other goods and services purchased from outside suppliers but their prices do not appear as explanatory variables in our specification. This is a consequence of the fact that these prices can be treated as constant (over the whole year and all the branches) as main purchases were decided on the level of the bank which chose a supplier (of e.g. hardware or software) once during several months. Thus, the effect of these prices on the variable cost is taken by five of the parameters β_i ($i = 0, 1, 2, 3, 4$). However, the elasticities of VC with respect to W_D , W_L , Q and K calculated from the full translog model remain unaffected by unobservability of constant prices and are the same as calculated from (14). Moreover, homogeneity with respect to all prices is automatically fulfilled by (14).

Other regularity conditions which should be imposed on our specification include monotonicity (with respect to Q and all prices) and concavity (in all prices). Under any continuous prior distribution on the parameter space, monotonicity with probability one is

equivalent to positivity of elasticities of VC with respect to Q , W_D and W_L plus the condition that the sum of elasticities with respect to W_D and W_L is less than one:

$$\begin{aligned}\eta(VC|Q) &= \beta_3 + \beta_6 \overline{\ln W_D} + \beta_8 \overline{\ln W_L} + \beta_{10} \overline{\ln K} + 2\beta_{13} \overline{\ln Q} > 0, \\ \eta(VC|W_D) &= \beta_1 + \beta_3 \overline{\ln W_L} + \beta_6 \overline{\ln Q} + \beta_7 \overline{\ln K} + 2\beta_{11} \overline{\ln W_D} > 0, \\ \eta(VC|W_L) &= \beta_2 + \beta_3 \overline{\ln W_D} + \beta_8 \overline{\ln Q} + \beta_9 \overline{\ln K} + 2\beta_{12} \overline{\ln W_L} > 0, \\ \eta(VC|W_D) + \eta(VC|W_L) &< 1.\end{aligned}\tag{15}$$

The latter condition assures that VC is increasing in unobservable (constant) prices. Remind that the elasticities with respect to prices are equal to optimal shares (of production factors) in variable cost. We impose the monotonicity and concavity conditions on an "average" branch, that is a hypothetical branch with average (over time and branches) values of logs of K , Q , W_D and W_L . Concavity in input prices is equivalent to negative semi-definiteness of the matrix of second order derivatives of VC with respect to all three prices. Since this matrix is singular, it is negative semi-definite iff all three first order principal minors are non-positive and all three second order principal minors are non-negative; see e.g. Simon, Blume (1994). Under any continuous prior distribution on the parameter space, prior and posterior probabilities of equalities are zero. Thus, concavity in prices is assured with (both prior and posterior) probability one iff the first two leading principal minors change sign, i.e. if

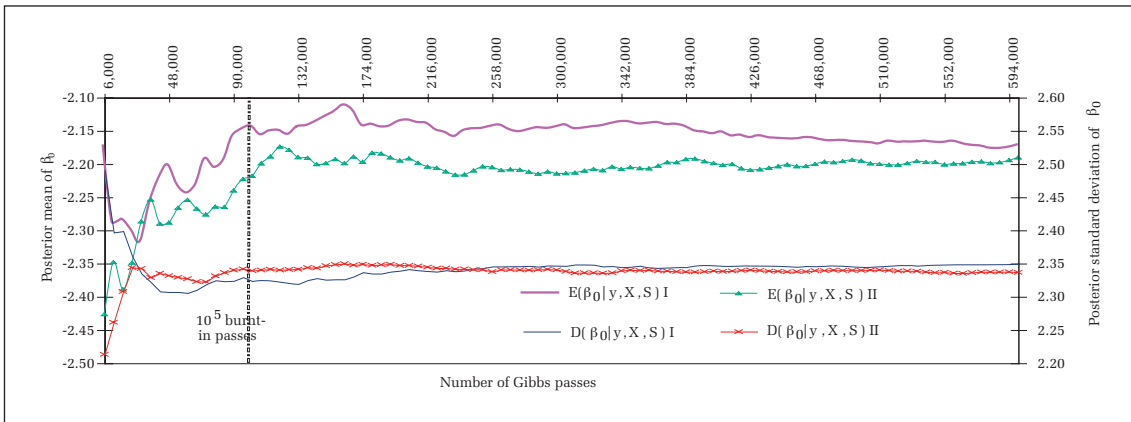
$$\begin{aligned}2\beta_{11} + \eta(VC|W_D) \cdot (\eta(VC|W_D) - 1) &< 0, \\ (2\beta_{11} + \eta(VC|W_D) \cdot (\eta(VC|W_D) - 1)) \cdot (2\beta_{12} + \eta(VC|W_L) \cdot (\eta(VC|W_L) - 1)) \\ - (\beta_3 + \eta(VC|W_D) \cdot \eta(VC|W_L))^2 &> 0.\end{aligned}\tag{16}$$

It is easy to prove that, given (16) and positivity of elasticities, all principal minors (not only the leading principal minors) have correct signs.

We impose regularity at a particular point in the space of explanatory variables (at the point where our translog specification should best approximate the unknown cost function). Although economic regularity could be imposed at many points, that would lead to reducing flexibility of the translog approximation and a serious increase in computational burden.

In fact, the first three restrictions in (15) are not binding for our data set. Moreover, the elasticities with respect to Q and W_D are clearly positive for all 58 branches and the elasticity with respect to W_L always has a positive posterior mean. The fourth restriction is binding, as will be shown below; see Table 2 and Figure 4. Given the monotonicity alone, the posterior probability of concavity is only 0.11, so the two inequalities presented in (16) are obviously binding. Salvanes and Tjøtta (1998) illustrate importance of the concavity restrictions for the interpretation of the results of cost function estimation.

Figure 1. Gibbs estimates of the posterior mean and standard deviation of β_0 as functions of the number of passes (for two different runs)



Source: Authors' calculations.

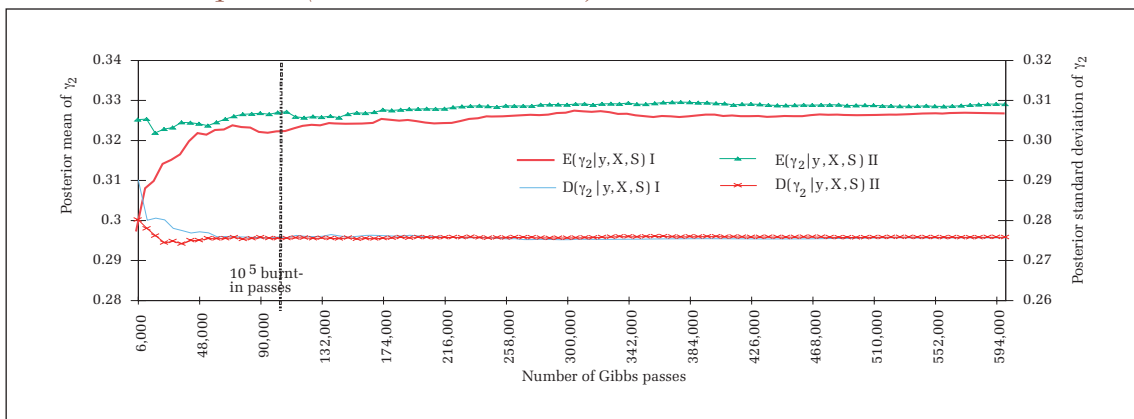
In our short-run model we represent physical capital (treated as fixed input) by the office space used by the branches. We have also estimated specifications with K defined as the book value of buildings and offices, obtaining very similar results.

As regards the prior hyperparameters, we set $r^* = 0.7$ which would be the prior median of efficiency in the CED specification ($m = 1$, no systematic differences in cost efficiency). Thus, in our VED specification with $m = 4$ we assume prior median efficiency even lower than 0.7 (about 0.53, as obtained by Marzec (2000) for average values of s_{i2}, s_{i3}, s_{i4}). Other values of r^* from the interval $[0.5, 0.9]$ have no new consequences for our inference on technology but show some (although small) influence on the efficiency analysis discussed in the next section. For precision of the Normal error term, we take $n_0 = c_0 = 10^{-6}$ which leads to a very diffuse Gamma prior distribution (with mean 1 and variance 2×10^6) reflecting little prior knowledge about this parameter. Assuming the improper prior corresponding to $n_0 = c_0 = 0$ leads to the same posterior results.

The Gibbs sampler presented in the previous section requires starting values for β and z . We tried different vectors $\beta^{(0)}$ and $z^{(0)}$, receiving virtually the same results after about 100,000 passes. In particular, in some runs we used the same $z_i^{(0)}$ (e.g., 0.3) for all i and we calculated $\beta^{(0)}$ from the OLS formula (11). Convergence to the posterior distribution is illustrated in Figures 1 and 2, which show changes (in two Gibbs runs starting from very different initial values) of the Monte Carlo estimates of posterior means and standard deviations for two parameters with particularly slow convergence. Note that the estimates of standard deviations are closer to each other than the estimates of posterior means. Even in the latter case, however, the differences in the final estimates are as small as 1% of the corresponding posterior standard deviation.

The posterior results for our 78-dimensional vector of unknown parameters and inefficiency terms were obtained using one long run of 500,000 Gibbs passes,

Figure 2. Gibbs estimates of the posterior mean and standard deviation of γ_2 as functions of the number of passes (for two different runs)



Source: Authors' calculations.

Table 1. *Posterior means and standard deviations of the parameters of model (14) (VED with $m = 4$; $r^* = 0.7$)*

Parameter	Variable	$E(\cdot \text{data})$	$D(\cdot \text{data})$
β_0	Constant	-2.178	2.355
β_1	$\ln W_D$	1.263	0.425
β_2	$\ln W_L$	0.383	0.345
β_3	$\ln Q$	0.619	0.225
β_4	$\ln K$	-0.388	0.178
β_5	$\ln W_D \ln W_L$	-0.040	0.039
β_6	$\ln W_D \ln Q$	-0.014	0.025
β_7	$\ln W_D \ln K$	0.048	0.023
β_8	$\ln W_L \ln Q$	-0.032	0.015
β_9	$\ln W_L \ln K$	0.005	0.011
β_{10}	$\ln Q \ln K$	-0.012	0.011
β_{11}	$(\ln W_D)^2$	-0.048	0.035
β_{12}	$(\ln W_L)^2$	0.029	0.021
β_{13}	$(\ln Q)^2$	0.017	0.008
β_{14}	$(\ln K)^2$	0.035	0.009
ϕ_1	Constant ($s_{jt}=1$)	11.522	3.007
ϕ_2	s_{i2}	1.440	0.397
ϕ_3	s_{i3}	0.820	0.256
ϕ_4	s_{i4}	0.949	0.393
σ^2	-	2.83×10^{-4}	0.38×10^{-4}

Source: Authors' calculations.

after discarding 100,000 initial draws. Tables 1, 2 and 3 present the posterior means and standard deviations of the parameters of the frontier cost function, the elasticities for the "average" branch and the elasticities for all branches (ordered by decreasing production), respectively. The individual elasticities in Table 3 are estimated assuming time averages for explanatory variables (expressed in logs). As regards factor prices, the interest rate on deposits (i.e. the price of financial capital) exerts the strongest influence on variable cost; the role of the price of labour is much smaller. Note that we can write the sum of elasticities with respect to those factor prices that are constant over branches as one minus the sum of elasticities with respect to W_D and W_L . Figures 3 and 4 show the (very sharp) marginal posterior densities of the variable cost elasticities for the "average" branch.³

Table 3 clearly shows that elasticities vary a lot over branches, making the Cobb–Douglas specification completely inadequate. Also the functional form

³ In fact, we performed several different very long Gibbs runs in order to check numerical stability of our results. The striking similarity of all posterior characteristics in all runs illustrates convergence of the Gibbs sampler.

suggested by Nerlove (1963) and used by Christensen, Greene (1976), BKOS (1994) and Osiewalski, Marzec (1998), which is based on the Cobb–Douglas specification but permits returns to scale to vary with Q , is not supported by the data. Let $\beta^* = (\beta_5 \beta_6 \beta_7 \beta_8 \beta_9 \beta_{10} \beta_{11} \beta_{12} \beta_{14})'$; since the marginal posterior of β^* is approximately Normal with mean $E(\beta^* | y, X, S)$ and covariance matrix $V(\beta^* | y, X, S)$, the posterior of $\tau(\beta^*; y, X, S) = [\beta^* - E(\beta^* | y, X, S)]' V^{-1}(\beta^* | y, X, S) [\beta^* - E(\beta^* | y, X, S)]$ is close to the chi-square distribution with 9 degrees of freedom. The value $\tau(0; y, X, S)$, corresponding to the simpler functional form, is equal to 256,381 and lies very far in the tail of the posterior density of $\tau(\beta^*; y, X, S)$.

From Table 1 we see that the elasticity of VC with respect to Q , $\eta(VC | Q)$ increases significantly with Q ($\beta_{13} > 0$) but decreases with W_L ($\beta_8 < 0$); the elasticity of VC with respect to W_D increases with K ($\beta_7 > 0$); the elasticity of VC with respect to W_L decreases with Q ($\beta_8 < 0$); the elasticity of VC with respect to K increases significantly with K ($\beta_{14} > 0$) and W_D ($\beta_7 > 0$). Figure 5 presents the posterior mean of $\eta(VC | Q)$ as a function

Table 2. *Posterior means and standard deviations of elasticities for the "average" branch (VED, $m = 4$; $r^* = 0.7$)*

	$\eta(VC W_D)$	$\eta(VC W_L)$	$\eta(VC Q)$	$\eta(VC K)$	$1 - \eta(VC W_L) - \eta(VC W_D)$
Means	0.797	0.186	0.863	0.036	0.017
Standard deviations	(0.013)	(0.010)	(0.012)	(0.009)	(0.011)

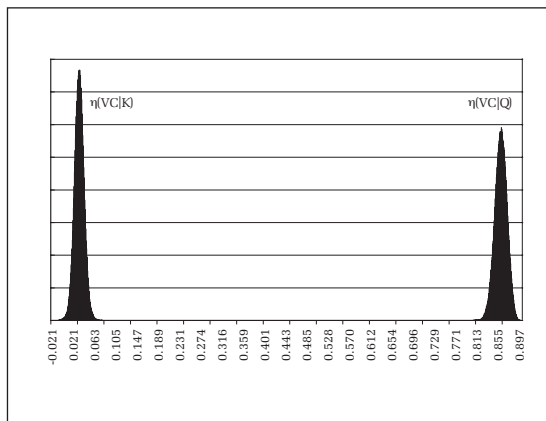
Source: Authors' calculations.

Table 3. Posterior means and standard deviations (in parentheses) of elasticities for all branches

i	$\eta(\text{VC} \text{W}_D)_i$		$\eta(\text{VC} \text{W}_L)_i$		$1 - \frac{\eta(\text{VC} \text{W}_D)_i + \eta(\text{VC} \text{W}_L)_i}{\eta(\text{VC} \text{W}_L)_i}$		$\eta(\text{VC} \text{Q})_i$		$\eta(\text{VC} \text{K})_i$	
1	0.793	(0.051)	0.126	(0.029)	0.081	(0.046)	0.906	(0.034)	0.091	(0.027)
2	0.814	(0.035)	0.146	(0.025)	0.040	(0.036)	0.914	(0.033)	0.035	(0.022)
3	0.720	(0.059)	0.134	(0.033)	0.146	(0.056)	0.925	(0.043)	-0.067	(0.040)
4	0.823	(0.028)	0.160	(0.018)	0.017	(0.026)	0.889	(0.024)	0.080	(0.019)
5	0.800	(0.031)	0.155	(0.018)	0.045	(0.028)	0.890	(0.025)	0.068	(0.019)
6	0.805	(0.028)	0.164	(0.017)	0.032	(0.026)	0.881	(0.022)	0.084	(0.018)
7	0.843	(0.038)	0.189	(0.029)	-0.031	(0.035)	0.898	(0.027)	0.002	(0.020)
8	0.820	(0.024)	0.166	(0.016)	0.014	(0.021)	0.885	(0.021)	0.068	(0.016)
9	0.834	(0.035)	0.156	(0.020)	0.010	(0.031)	0.872	(0.020)	0.137	(0.027)
10	0.847	(0.030)	0.168	(0.017)	-0.014	(0.026)	0.869	(0.018)	0.127	(0.024)
11	0.801	(0.021)	0.167	(0.015)	0.031	(0.020)	0.889	(0.022)	0.023	(0.016)
12	0.775	(0.052)	0.145	(0.029)	0.080	(0.045)	0.863	(0.024)	0.131	(0.027)
13	0.832	(0.022)	0.177	(0.014)	-0.010	(0.019)	0.870	(0.016)	0.087	(0.016)
14	0.701	(0.059)	0.148	(0.029)	0.151	(0.050)	0.894	(0.033)	-0.045	(0.033)
15	0.837	(0.021)	0.175	(0.014)	-0.012	(0.018)	0.873	(0.016)	0.080	(0.015)
16	0.824	(0.025)	0.170	(0.015)	0.006	(0.022)	0.865	(0.016)	0.108	(0.019)
17	0.794	(0.025)	0.171	(0.015)	0.035	(0.022)	0.862	(0.015)	0.085	(0.015)
18	0.902	(0.045)	0.194	(0.023)	-0.096	(0.039)	0.857	(0.018)	0.138	(0.028)
19	0.767	(0.026)	0.170	(0.015)	0.064	(0.022)	0.876	(0.020)	0.015	(0.016)
20	0.883	(0.038)	0.194	(0.021)	-0.076	(0.032)	0.869	(0.017)	0.078	(0.017)
21	0.784	(0.022)	0.175	(0.013)	0.041	(0.019)	0.863	(0.015)	0.062	(0.013)
22	0.812	(0.015)	0.180	(0.011)	0.008	(0.012)	0.870	(0.014)	0.046	(0.010)
23	0.751	(0.035)	0.183	(0.023)	0.066	(0.035)	0.893	(0.028)	-0.087	(0.035)
24	0.826	(0.024)	0.174	(0.016)	0.000	(0.023)	0.856	(0.013)	0.113	(0.019)
25	0.777	(0.019)	0.193	(0.016)	0.030	(0.018)	0.874	(0.018)	-0.020	(0.019)
26	0.804	(0.022)	0.187	(0.013)	0.009	(0.022)	0.848	(0.012)	0.100	(0.016)
27	0.854	(0.027)	0.197	(0.016)	-0.050	(0.023)	0.862	(0.013)	0.067	(0.012)
28	0.713	(0.041)	0.180	(0.022)	0.107	(0.037)	0.878	(0.026)	-0.065	(0.032)
29	0.769	(0.026)	0.198	(0.019)	0.034	(0.025)	0.877	(0.021)	-0.054	(0.026)
30	0.768	(0.022)	0.180	(0.013)	0.052	(0.019)	0.863	(0.015)	0.023	(0.013)
31	0.822	(0.016)	0.186	(0.012)	-0.008	(0.016)	0.856	(0.010)	0.078	(0.012)
32	0.859	(0.032)	0.194	(0.018)	-0.053	(0.031)	0.842	(0.014)	0.140	(0.026)
33	0.804	(0.028)	0.200	(0.020)	-0.004	(0.026)	0.878	(0.020)	-0.040	(0.022)
34	0.786	(0.021)	0.200	(0.016)	0.014	(0.019)	0.870	(0.017)	-0.025	(0.019)
35	0.778	(0.017)	0.190	(0.012)	0.032	(0.015)	0.866	(0.014)	0.000	(0.014)
36	0.781	(0.018)	0.186	(0.013)	0.034	(0.016)	0.869	(0.015)	-0.004	(0.015)
37	0.830	(0.020)	0.201	(0.012)	-0.031	(0.019)	0.850	(0.009)	0.063	(0.009)
38	0.757	(0.027)	0.184	(0.017)	0.059	(0.024)	0.858	(0.014)	0.004	(0.015)
39	0.835	(0.021)	0.201	(0.013)	-0.035	(0.020)	0.850	(0.009)	0.056	(0.008)
40	0.873	(0.035)	0.204	(0.019)	-0.077	(0.033)	0.839	(0.014)	0.115	(0.021)
41	0.766	(0.027)	0.190	(0.018)	0.045	(0.027)	0.839	(0.012)	0.063	(0.011)
42	0.744	(0.033)	0.197	(0.019)	0.058	(0.030)	0.868	(0.020)	-0.070	(0.030)
43	0.805	(0.018)	0.209	(0.012)	-0.014	(0.018)	0.844	(0.009)	0.040	(0.006)
44	0.795	(0.020)	0.194	(0.015)	0.011	(0.022)	0.840	(0.009)	0.068	(0.009)
45	0.771	(0.025)	0.213	(0.017)	0.016	(0.023)	0.855	(0.014)	-0.033	(0.020)
46	0.747	(0.031)	0.188	(0.019)	0.066	(0.028)	0.851	(0.014)	0.001	(0.016)
47	0.805	(0.018)	0.206	(0.012)	-0.011	(0.019)	0.845	(0.009)	0.031	(0.007)
48	0.842	(0.025)	0.205	(0.016)	-0.047	(0.027)	0.837	(0.011)	0.082	(0.013)
49	0.750	(0.034)	0.195	(0.020)	0.056	(0.032)	0.865	(0.018)	-0.066	(0.029)
50	0.750	(0.029)	0.197	(0.018)	0.053	(0.027)	0.843	(0.012)	0.009	(0.013)
51	0.762	(0.034)	0.216	(0.021)	0.022	(0.032)	0.857	(0.018)	-0.073	(0.029)
52	0.789	(0.021)	0.207	(0.015)	0.004	(0.022)	0.843	(0.010)	0.011	(0.010)
53	0.723	(0.041)	0.194	(0.023)	0.083	(0.037)	0.852	(0.018)	-0.050	(0.027)
54	0.826	(0.032)	0.226	(0.018)	-0.052	(0.031)	0.827	(0.013)	0.054	(0.009)
55	0.742	(0.035)	0.205	(0.021)	0.053	(0.033)	0.850	(0.016)	-0.057	(0.026)
56	0.824	(0.034)	0.222	(0.022)	-0.045	(0.039)	0.810	(0.018)	0.108	(0.019)
57	0.766	(0.031)	0.220	(0.021)	0.014	(0.034)	0.821	(0.014)	0.012	(0.012)
58	0.820	(0.050)	0.254	(0.030)	-0.073	(0.054)	0.792	(0.026)	0.056	(0.017)
<i>Averages of posterior means and standard deviations</i>										
	0.797	(0.030)	0.186	(0.018)	0.983	(0.028)	0.863	(0.018)	0.036	(0.019)

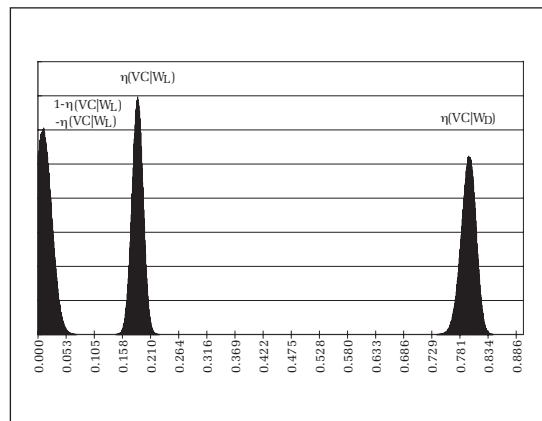
Source: Authors' calculations.

Figure 3. Posterior distributions of elasticities of VC with respect to K and Q for the “average” branch



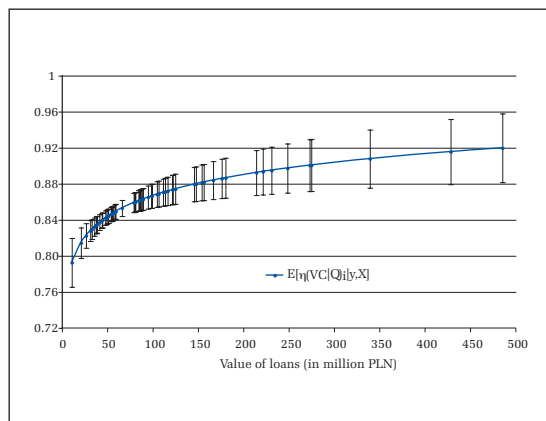
Source: Authors' calculations.

Figure 4. Posterior distributions of elasticities of VC with respect to input prices for the “average” branch



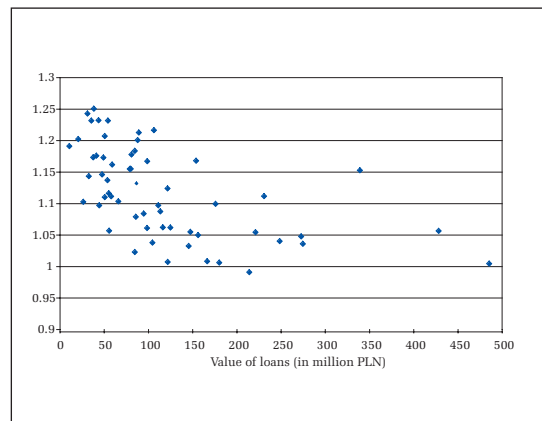
Source: Authors' calculations.

Figure 5. Posterior means (and standard deviations) of the elasticity of VC with respect to Q as a function of Q alone (for average values of logs of other variables)



Source: Authors' calculations.

Figure 6. Returns to scale estimates for all branches (plotted against the output level)

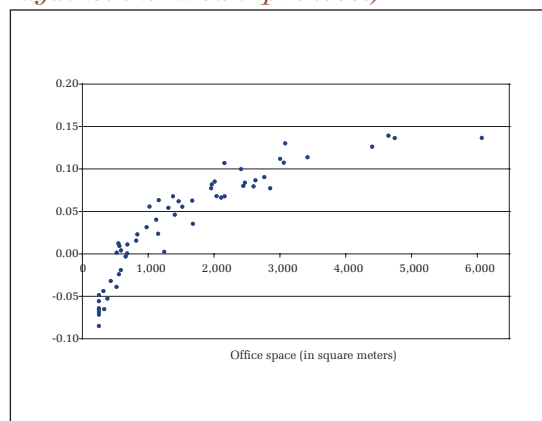


Source: Authors' calculations.

of Q alone, keeping the other three arguments fixed at the ‘average’ branch levels; we also present the posterior standard deviations at particular points. The variability of $\eta(VC | Q)$ is closely related to the variability of returns to scale, defined as $RTS = (1 - \partial \ln VC / \partial \ln K) / (\partial \ln VC / \partial \ln Q)$; RTS , evaluated for all branches at the posterior means of β_i , is presented in Figure 6. For most branches, our estimates of RTS are greater than one. Since all branches made profits in the observed year, most of them could have been more profitable just by increasing scale of their activities. This holds especially for small branches.

The positive elasticity with respect to the fixed factor, observed in Figure 7 for most branches (especially the ones with very large office space), suggests that these branches are far from long-run cost minimisation. This means that short-run cost efficiency, calculated on the

Figure 7. Posterior means of fixed input elasticities for all branches (plotted against the fixed input level)



Source: Authors' calculations.

basis of variable costs and presented in the next section, is higher than long-run efficiency of branches with too much office space.

5. Inference on Short-Run Cost Efficiency

We assumed that *a priori* there is more than 50% chance that variable cost efficiency of any given branch is below $r^* = 0.7$. Our data set points at much higher efficiency and leads to the average posterior mean of r_j equal to 0.919 with 0.017 as the average posterior standard deviation. However, the individual posterior

means (and standard deviations) are quite spread, ranging from 0.768 (0.016) for branch No. 58 to 0.996 (0.004) for branch No. 56; see Table 4. As branch No. 56 has significantly positive elasticity of variable cost with respect to fixed input, its long-run cost efficiency is probably much lower. Therefore, we can treat branch No. 45 as the leading branch, with almost as high short-run cost efficiency as branch No. 56, but with the negative posterior mean of the elasticity with respect to K . Other branches with very high short-run efficiencies and negative elasticities with respect to K are branches No. 55, 33, 42, 34, 36 and 49. They all belong to the group of smaller branches.

Table 4. Posterior means (and standard deviations) for λ_j and individual efficiency levels (VED with $m = 4$; $r^* = 0.7$)

i	s_{j2}	s_{j3}	s_{j4}	λ_j	r_j	i	s_{j2}	s_{j3}	s_{j4}	λ_j	r_j
1	1	1	1	0.105 (0.053)	0.895 (0.036)	30	1	0	0	0.066 (0.016)	0.857 (0.014)
2	0	1	0	0.119 (0.034)	0.898 (0.030)	31	0	0	0	0.093 (0.025)	0.956 (0.015)
3	0	1	0	0.119 (0.034)	0.871 (0.052)	32	0	0	0	0.093 (0.025)	0.909 (0.017)
4	0	1	1	0.144 (0.067)	0.899 (0.021)	33	1	0	0	0.066 (0.016)	0.974 (0.013)
5	0	1	0	0.119 (0.034)	0.891 (0.021)	34	0	0	0	0.093 (0.025)	0.966 (0.013)
6	0	1	0	0.119 (0.034)	0.926 (0.020)	35	1	0	0	0.066 (0.016)	0.967 (0.014)
7	0	1	0	0.119 (0.034)	0.984 (0.014)	36	0	0	0	0.093 (0.025)	0.960 (0.014)
8	0	1	0	0.119 (0.034)	0.845 (0.017)	37	1	0	0	0.066 (0.016)	0.837 (0.013)
9	0	1	1	0.144 (0.067)	0.958 (0.025)	38	1	0	0	0.066 (0.016)	0.946 (0.014)
10	0	1	0	0.119 (0.034)	0.895 (0.020)	39	1	0	0	0.066 (0.016)	0.949 (0.015)
11	0	1	0	0.119 (0.034)	0.854 (0.016)	40	1	0	0	0.066 (0.016)	0.909 (0.014)
12	0	1	1	0.144 (0.067)	0.879 (0.025)	41	1	0	0	0.066 (0.016)	0.909 (0.014)
13	0	1	0	0.119 (0.034)	0.836 (0.014)	42	1	0	0	0.066 (0.016)	0.969 (0.018)
14	1	1	0	0.088 (0.031)	0.840 (0.033)	43	1	0	0	0.066 (0.016)	0.946 (0.014)
15	0	1	1	0.144 (0.067)	0.841 (0.014)	44	1	0	0	0.066 (0.016)	0.963 (0.014)
16	0	1	0	0.119 (0.034)	0.959 (0.017)	45	1	0	0	0.066 (0.016)	0.992 (0.007)
17	1	1	0	0.088 (0.031)	0.976 (0.015)	46	1	0	0	0.066 (0.016)	0.949 (0.014)
18	0	1	0	0.119 (0.034)	0.977 (0.020)	47	1	0	0	0.066 (0.016)	0.944 (0.014)
19	0	1	0	0.119 (0.034)	0.838 (0.015)	48	1	0	0	0.066 (0.016)	0.911 (0.013)
20	0	1	0	0.119 (0.034)	0.854 (0.015)	49	1	0	0	0.066 (0.016)	0.954 (0.017)
21	0	1	0	0.119 (0.034)	0.965 (0.016)	50	1	0	0	0.066 (0.016)	0.962 (0.013)
22	1	1	0	0.088 (0.031)	0.904 (0.015)	51	1	0	0	0.066 (0.016)	0.918 (0.017)
23	0	1	0	0.119 (0.034)	0.918 (0.027)	52	1	0	0	0.066 (0.016)	0.950 (0.013)
24	1	1	1	0.105 (0.053)	0.885 (0.015)	53	1	0	0	0.066 (0.016)	0.870 (0.016)
25	0	0	0	0.093 (0.025)	0.894 (0.013)	54	1	0	0	0.066 (0.016)	0.934 (0.014)
26	0	0	0	0.093 (0.025)	0.982 (0.013)	55	1	0	0	0.066 (0.016)	0.985 (0.012)
27	0	0	0	0.093 (0.025)	0.834 (0.014)	56	1	0	0	0.066 (0.016)	0.996 (0.004)
28	0	0	1	0.116 (0.063)	0.930 (0.025)	57	1	0	0	0.066 (0.016)	0.995 (0.005)
29	0	0	0	0.093 (0.025)	0.936 (0.016)	58	1	0	0	0.066 (0.016)	0.768 (0.016)
Average for branches with $s_{j2} = 1$, $s_{j3} = 1$ and $s_{j4} = 1$											0.890 (0.026)
Average for branches with $s_{j2} = 0$, $s_{j3} = 0$ and $s_{j4} = 0$											0.930 (0.014)

i	s_{j2}	s_{j3}	s_{j4}	λ_j	r_j	i	s_{j2}	s_{j3}	s_{j4}	λ_j	r_j
Average for branches with $s_{j2} = 1, s_{j3} = 0$ and $s_{j4} = 0$					0.934 (0.013)						
Average for branches with $s_{j2} = 0, s_{j3} = 1$ and $s_{j4} = 0$					0.901 (0.021)						
Average for branches with $s_{j2} = 0, s_{j3} = 0$ and $s_{j4} = 1$					0.930 (0.025)						
Average for branches with $s_{j2} = 1, s_{j3} = 1$ and $s_{j4} = 0$					0.906 (0.021)						
Average for branches with $s_{j2} = 0, s_{j3} = 1$ and $s_{j4} = 1$					0.894 (0.021)						
Average for branches with $s_{j2} = 1, s_{j3} = 0$ and $s_{j4} = 1$					-						
Average for branches with $s_{j2} = 1$					0.928 (0.015)						
Average for branches with $s_{j2} = 0$					0.909 (0.019)						
Average for branches with $s_{j3} = 1$					0.899 (0.021)						
Average for branches with $s_{j3} = 0$					0.933 (0.014)						
Average for branches with $s_{j4} = 1$					0.898 (0.023)						
Average for branches with $s_{j4} = 0$					0.922 (0.016)						
Average for all branches					0.919 (0.017)						

Source: Authors' calculations.

It is important to note that our inference on individual efficiency levels is not sensitive to prior assumptions. Taking $r^* = 0.9$ (instead of 0.7) leads to only slightly higher posterior means (0.922 on average, instead of 0.919) and almost the same ranking of branches. The correlation coefficient between the individual posterior means (for $r^* = 0.7$ and $r^* = 0.9$) is 0.99978, and the Spearman rank correlation coefficient is 0.99951.

While inference on individual efficiency is insensitive to changes in r^* , values of this prior hyperparameter exert influence on the posterior results for the parameters $\gamma_j = \ln(\phi_j)$, which parameterize the sampling mean λ_j of inefficiency (individual effect) z_j ; see (2). Table 5 shows the posterior means and standard deviations of γ_j 's under three very different values of r^* (one of them, 0.5, is too low to be reasonable). The positive, although decreasing with r^* , posterior mean of γ_2 would suggest that "depository" branches ($s_{j2} = 1$) tend to be more efficient. The negative (decreasing with r^*) posterior means of γ_3 and γ_4 would mean that large branches ($s_{j3} = 1$) and branches that have subbranches ($s_{j4} = 1$) tend to be less efficient. The posterior means

of γ_j ($j = 2, 3, 4$) confirm our initial conjectures. This, however, should be interpreted with caution as the posterior standard deviations of γ_j are very large. In order to test possible systematic differences in cost efficiency, we use the Bayesian Lindley type test based on Highest Posterior Density (HPD) regions.

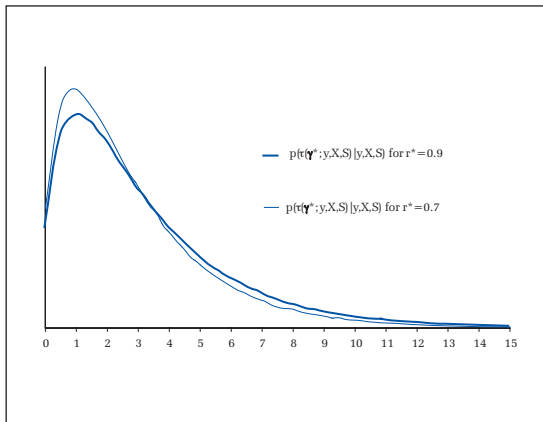
Since the marginal posterior distribution of $\boldsymbol{\gamma}^* = (\gamma_2 \ \gamma_3 \ \gamma_4)'$ is approximately Normal with mean $E(\boldsymbol{\gamma}^* | \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$ and covariance matrix $V(\boldsymbol{\gamma}^* | \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$, the quadratic form $\tau(\boldsymbol{\gamma}^*; \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}) = [\boldsymbol{\gamma}^* - E(\boldsymbol{\gamma}^* | \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})]' V^{-1}(\boldsymbol{\gamma}^* | \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S}) [\boldsymbol{\gamma}^* - E(\boldsymbol{\gamma}^* | \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})]$ has the posterior distribution close to the chi-square distribution with 3 degrees of freedom. Figure 8 presents the exact posterior density of $\tau(\boldsymbol{\gamma}^*; \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$, obtained as a by-product of the Gibbs sampler for both $r^* = 0.7$ and $r^* = 0.9$. The tested value of $\boldsymbol{\gamma}^*$, i.e. $\mathbf{0}$, leads to $\tau(\mathbf{0}; \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$ equal to 3.23 under $r^* = 0.7$ and to 3.34 under $r^* = 0.9$. In both cases there is no reason to reject $\boldsymbol{\gamma}^* = \mathbf{0}$ as $\tau(\mathbf{0}; \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$ lies in HPD intervals of probability content at least 0.65. This exact Bayesian counterpart of the approximate chi-square test shows that none of the variables s_{ij} ($j = 2, 3, 4$) introduced in our VED specification helps in explaining differences in individual short-run cost

Table 5. Posterior means and standard deviations of γ (VED with $m = 4$)

	$r^* = 0.5$		$r^* = 0.7$		$r^* = 0.9$	
	$E(\cdot \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$	$D(\cdot \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$	$E(\cdot \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$	$D(\cdot \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$	$E(\cdot \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$	$D(\cdot \mathbf{y}, \mathbf{X}, \mathbf{S})$
γ_1	2.186	0.250	2.411	0.261	2.639	0.278
γ_2	0.475	0.269	0.327	0.276	0.171	0.285
γ_3	-0.105	0.308	-0.247	0.313	-0.397	0.319
γ_4	-0.133	0.418	-0.135	0.415	-0.146	0.413

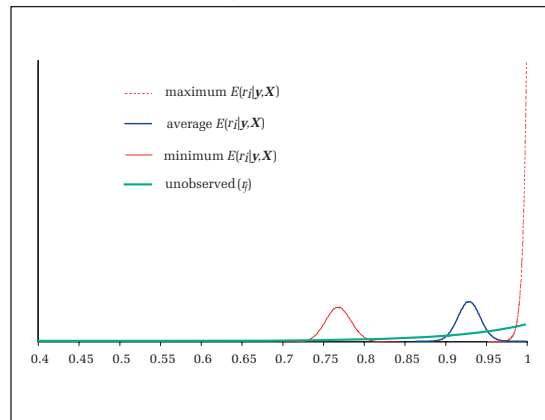
Source: Authors' calculations.

Figure 8. Posterior densities of $\tau(\gamma^*; y, \mathbf{X}, \mathbf{S})$ for $r^* = 0.7$ and $r^* = 0.9$



Source: Authors' calculations.

Figure 9. Marginal posterior densities of cost efficiency r_i (CED, $r^* = 0.7$)



Source: Authors' calculations.

efficiency. Thus, these differences can be considered random and the simpler CED specification ($m = 1, s_{j1} = 1$) can be adopted. In fact, the CED model leads to very similar posterior results on technology and individual cost efficiency.

The CED specification treats all individual effects z_j (given the parameters of the model) as independent drawings from the same Exponential distribution with mean $\lambda = 1/\phi_1$; see Osiewalski (2001), chapter 7. Using the posterior density of λ (with mean 0.086 and standard deviation 0.015) we can integrate this parameter out and obtain the marginal posterior distribution of efficiency of an unobserved branch (the predictive distribution for individual efficiency):

$$p(r_f | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = r_f^{-1} \int_0^\infty f_G(-\ln(r_f) | 1, \lambda^{-1}) p(\lambda | \mathbf{y}, \mathbf{X}) d\lambda \quad (17)$$

approximated (using the Gibbs sampler) by

$$p(r_f | \mathbf{y}, \mathbf{X}) \approx r_f^{-1} \frac{1}{M} \sum_{l=1}^M f_G(-\ln(r_f) | 1, (\lambda^{(l)})^{-1})$$

This rather diffuse distribution, presented in Figure 9, gives the overall picture of the short-run cost efficiency of the analysed branches. Its mean, 0.921, is the same as the simple average of individual posterior means (0.921) but its standard deviation is very large (0.075). Thus, the posterior distribution of r_f covers results on efficiency for all branches – from the least to the most efficient. Figure 9 also presents the marginal posterior densities $p(r_i | \mathbf{y}, \mathbf{X})$ for the branches with the maximum, minimum and average posterior means of r_i . These densities are quite sharp as we use panel data and efficiencies are treated as individual effects.

6. Conclusion

In this paper we have reviewed the Bayesian analysis of stochastic frontier models, arguing that Gibbs sampling can be used to greatly reduce the computational burden inherent to this analysis. Following KOS (1994b; 1997), we have shown how the posterior conditional densities can be used to set up a Gibbs sampler in the case of inefficiencies treated as individual effects. The structure of the Gibbs sampler follows naturally from viewing the inefficiency terms as additional parameters in a regression model; see Fernández et al. (1997). In important special cases all conditionals are Gamma or truncated Normal distributions, which leads to enormous computational gains.

We have applied the Bayesian methodology to make posterior inference on the technology and short-run cost efficiency of 58 branches of a Polish bank. Our results, based on panel data from 4 quarters of one year and a translog variable cost frontier, indicate increasing returns to scale (varying with the branch output level) and no systematic differences in efficiency that could be explained by the three dummy variables under consideration. The example also illustrates that cooperation with Bayesian econometricians may create important insights into the economic functioning of the bank. The management may learn not only about the basic microeconomic characteristics of each branch, but also about the branch efficiency and its possible determinants.

Our cost model has been formulated in terms of one aggregate product, Q , but extensions to more products are straightforward. Marzec (2000) and Marzec, Osiewalski (2001) present posterior inference for the case where Q is split into two categories: commercial loans and other products. The basic results on technology and efficiency remain unchanged (with respect to the case

of one aggregate product) but, of course, inference on scope economies is also possible at almost negligible additional computational cost. Since, as we argue in our other work, inference on scope economies or effects

of specialisation requires new measures, we have not discussed these issues in the present paper, which is focused mainly on the use of Bayesian statistical methodology in cost efficiency analysis for the banking sector.

References

- Aigner D., Lovell C.A.K., Schmidt P. (1977), *Formulation and estimation of stochastic frontier production function models*, "Journal of Econometrics", Vol. 6, pp. 21–37.
- Akhaiven J., Swamy P.A.V.B., Taubman S.B., Singamsetti R.N. (1997), *A general method of deriving the inefficiencies of bank from a profit function*, "Journal of Productivity Analysis", Vol. 8, pp. 71–93.
- Altunbas Y., Liu M., Molyneux P., Seth R. (2000), *Efficiency and risk in Japanese banking*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 24, pp. 1605–1628.
- Bauer W.B., Hancock D. (1993), *The efficiency of the Federal Reserve in providing check processing services*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 17, pp. 287–311.
- Berger A.N., Leusner J.H., Mingo J.J. (1997), *The efficiency of bank branches*, "Journal of Monetary Economics", Vol. 40, pp. 141–162.
- Berger A.N., Mester L. (1997), *Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions?*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 21, pp. 895–947.
- Berger A.N., DeYoung R. (1997), *Problem loans and cost efficiency in commercial banks*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 21, pp. 849–870.
- van den Broeck J., Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J. (1994), *Stochastic frontier models: A Bayesian perspective*, "Journal of Econometrics", Vol. 61, pp. 273–303.
- Casella G., George E. (1992), *Explaining the Gibbs sampler*, "The American Statistician", Vol. 46, pp. 167–174.
- Cebenoyan A.S., Cooperman E.S., Register C.A., Hudgins S.A. (1993), *The relative efficiency of Stock versus Mutual S&Ls: A stochastic cost frontier approach*, "Journal of Financial Services Research", Vol. 7, pp. 151–170.
- Christensen L.R., Greene W.H. (1976), *Economies of scale in U.S. electric power generation*, "Journal of Political Economy", Vol. 84, pp. 655–676.
- English M., Grosskopf S., Hayes K., Yaiswarng S. (1993), *Output allocative and technical efficiency of banks*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 17, pp. 349–366.
- Fernández C., Osiewalski J., Steel M.F.J. (1997), *On the use of panel data in stochastic frontier models with improper priors*, "Journal of Econometrics", Vol. 79, pp. 169–193.
- Ferrier G.D., Lovell C.A.K. (1990), *Measuring cost efficiency in banking: econometric and linear programming evidence*, "Journal of Econometrics", Vol. 46, pp. 229–245.
- Grabowski R., Ragan N., Rezvanian R. (1993), *Organizational forms in banking: An empirical investigation of cost efficiency*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 17, pp. 531–538.
- Hassan Y.A., Grabowski R., Pasurka C., Ragan N. (1990), *Technical, scale, and allocative efficiencies in U.S. banking: An empirical investigation*, "Review of Economics and Statistics", Vol. 72, pp. 211–218.
- Hughes J., Mester L.J. (1993), *A quality and risk-adjusted cost function for banks: Evidence on the "too-big-to-fail" doctrine*, "Journal of Productivity Analysis", Vol. 4, pp. 293–315.
- Kaparakis E., Miller S. M., Noulas A.G. (1994), *Short-run cost inefficiency of commercial banks: A flexible stochastic frontier approach*, "Journal of Money, Credit, and Banking", Vol. 26, pp. 875–893.
- Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J. (1994a), *Bayesian efficiency analysis with a flexible form: The AIM cost function*, "Journal of Business and Economic Statistics", Vol. 12, pp. 339–346.
- Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J. (1994b), *Hospital efficiency analysis through individual effects: A Bayesian approach*, "CentER Discussion Paper", No. 9447, Tilburg University, Tilburg.
- Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J. (1997), *Bayesian efficiency analysis through individual effects: Hospital cost frontiers*, "Journal of Econometrics", Vol. 76, pp. 77–105.
- Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J. (1999), *The components of output growth: A stochastic frontier analysis*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", Vol. 61, pp. 455–487.
- Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J. (2000a), *Modeling the sources of output growth in a panel of countries*, "Journal of Business and Economic Statistics", Vol. 18, pp. 284–299.
- Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J. (2000b), *A stochastic frontier analysis of output level and growth in Poland and Western economies*, "Economics of Planning", Vol. 33, pp. 185–202.
- Koop G., Steel M.F.J., Osiewalski J. (1995), *Posterior analysis of stochastic frontier models using Gibbs Sampling*, "Computational Statistics", Vol. 10, pp. 353–373.

- Kraft E., Tirtiroglu D. (1998), *Bank efficiency in Croatia: A stochastic-frontier analysis*, "Journal of Comparative Economics", Vol. 26, pp. 282–300.
- Kumbhakar S.C. (1997), *Modeling allocative inefficiency in a translog cost function and cost share equations: An exact relationship*, "Journal of Econometrics", Vol. 76, pp. 351–356.
- Marzec J. (2000), *Ekonometryczna analiza efektywności kosztów w bankach komercyjnych* [Econometric analysis on cost efficiency in commercial banks], unpublished doctoral dissertation (in Polish), Cracow University of Economics, Kraków.
- Marzec J., Osiewalski J. (2001), *Funkcja kosztu dla oddziałów banku: mierniki korzyści specjalizacji*, "Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu", No. 895, pp. 155–165.
- Marzec J., Osiewalski J. (2003), *Bayesowskie graniczne modele kosztów dla oddziałów banku. Wnioskowanie o efektywności kosztowej i jej determinantach*, "Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie", nr 628, pp. 23–51.
- Meeusen W., van den Broeck J. (1997), *Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error*, "International Economic Review", Vol. 8, pp. 435–444.
- Mielnik M., Ławrynowicz M. (2002), *Badanie efektywności technicznej banków komercyjnych w Polsce metodą DEA*, "Bank i Kredyt", No. 5, pp. 52–64.
- Mester L.J. (1987), *A multiproduct cost study of savings and loans*, "Journal of Finance", Vol. 42, pp. 423–445.
- Mester L.J. (1993), *Efficiency in the savings and loan industry*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 17, pp. 267–286.
- Mester L.J. (1997), *Measuring efficiency at U.S. banks: Accounting for heterogeneity is important*, "European Journal of Operational Research", Vol. 98, pp. 230–242.
- Muldur U., Sassenou M. (1993), *Economies of scale and scope in French banking and savings institutions*, "Journal of Productivity Analysis", Vol. 4, pp. 51–72.
- Nerlove M. (1963), *Return to scale in electricity supply*, in: C.F. Christ (ed.), *Measurement in Economics*, Stanford University Press, Stanford.
- Noulas A.G., Subhash C.R., Miller S.M. (1990), *Returns to scale and input substitution for large U.S. banks*, "Journal of Money, Credit, and Banking", Vol. 22, pp. 94–108.
- O'Hagan A. (1994), *Bayesian Inference*, Edward Arnold, London.
- Osiewalski J. (2001), *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach* [Bayesian econometrics in applications], Publishing house of the Cracow University of Economics, Cracow.
- Osiewalski J., Marzec J. (1998), *Bayesian analysis of cost efficiency with an application to bank branches*, in: E. Miklaszewska (ed.), *Global Tendencies and Changes in East European Banking*, Jagiellonian University, Cracow.
- Osiewalski J., Steel M.F.J. (1998), *Numerical tools for the Bayesian analysis of stochastic frontier models*, "Journal of Productivity Analysis", Vol. 10, pp. 103–117.
- Pawłowska M. (2003a), *Wpływ fuzji i przejęć na efektywność w sektorze banków komercyjnych w Polsce w latach 1997–2001*, "Bank i Kredyt", nr 2, pp. 20–34.
- Pawłowska M. (2003b), *Wpływ zmian w strukturze polskiego sektora bankowego na jego efektywność w latach 1997–2002 (podejście nieparametryczne)*, "Bank i Kredyt", No. 11–12, pp. 51–64.
- Pitt M.M., Lee L.F. (1981), *The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry*, "Journal of Development Economics", Vol. 9, pp. 43–64.
- Ritter C. (1993), *The Normal-Gamma frontier model under a common vague prior does not produce a proper posterior*, Manuscript, Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve.
- Rogers K.E. (1998), *Nontraditional activities and the efficiency of US commercial banks*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 22, pp. 467–482.
- Salvanes K.G., Tjøtta S. (1998), *A note on the importance of testing for regularities for estimated flexible functional forms*, "Journal of Productivity Analysis", Vol. 9, pp. 133–143.
- Schmidt P., Sickles R.C. (1984), *Production frontiers and panel data*, "Journal of Business and Economic Statistics", Vol. 2, pp. 367–374.
- Sealey C.W., Lindley J.T. (1977), *Inputs, outputs, and a theory of production and cost at depository financial institutions*, "Journal of Finance", Vol. 32, pp. 1251–1266.
- Simon C.P., Blume L. (1994), *Mathematics for Economists*, W.W. Norton, New York.
- Tierney L. (1994), *Markov chains for exploring posterior distributions (with discussion)*, "Annals of Statistics", Vol. 22, pp. 1701–1762.
- Zardokoohi A., Kolari J. (1994), *Branch office economies of scale and scope: Evidence from savings banks in Finland*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 18, pp. 421–432.

Efekt dyspozycji na rynku IPO Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie

The Disposition Effect on the IPO Market of the Warsaw Stock Exchange

*Marcin Staszewski**

pierwsza wersja 15 kwietnia 2008 r., ostateczna wersja: 22 września 2008 r., akceptacja: 21 października 2008 r.

Streszczenie

W niniejszej pracy zbadano zachowanie inwestorów w sytuacji osiągania zysków oraz ponoszenia strat z inwestycji. Przeprowadzone badanie wykazało występowanie efektu dyspozycji w przypadku inwestycji w pierwsze oferty publiczne w latach 2006–2007. Statystycznie istotna różnica pomiędzy proporcją zrealizowanych zysków a proporcją zrealizowanych strat występowała także w odniesieniu do spółek o małej kapitalizacji i utrzymywała się w krótkim okresie po debiucie (19 dni). Silny efekt dyspozycji dotyczył inwestorów z zapisami o najniższej wartości, natomiast badanie inwestorów z zapisami o wartości od 25 tys. zł do 100 tys. zł udowodniło występowanie tzw. odwrotnego efektu dyspozycji. Analiza zachowań inwestorów oraz osiągnięte przez nich stopy zwrotu świadczą, że efekt dyspozycji jest przyczyną gorszych stóp zwrotu z inwestycji.

Słowa kluczowe: efekt dyspozycji, proporcja zrealizowanych zysków, proporcja zrealizowanych strat, teoria perspektywy, pierwsza oferta publiczna

Abstract

The paper examines investors' behavior when realizing losses and gains. The analysis shows the existence of the disposition effect in the investments in initial public offering in the years 2006–2007. The difference between the proportion of realized losses and the proportion of realized gains was also statistically significant for small-cap stocks and was strong in the period immediately following stock exchange debut (19 days). A strong disposition effect was observed in the group of investors who placed low value orders, whereas in the group of investors who placed high value orders of PLN 25,000 – PLN 100,000 a reverse disposition effect was noted. The findings of this paper prove that the disposition effect is responsible for lower investment returns.

Keywords: disposition effect, proportion of realized gains, proportion of realized losses, prospect theory, initial public offering

JEL: G11, G14

* Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, Katedra Finansów; e-mail: Marcin.Staszewski@op.pl

1. Wstęp

W 1985 r. Sherfin i Statman opublikowali artykuł analizujący zachowanie inwestorów, polegające na przedwczesnej realizacji zysków oraz odwlekaniu w realizacji strat (Shefrin, Statman 1985). W niniejszym artykule zbadano tzw. efekt dyspozycji, czyli skłonność inwestorów do sprzedaży akcji wygrywających i przetrzymywania przegranych.

Praca zawiera sześć rozdziałów. Po wstępie skróto zostały przedstawione podstawy teorii perspektywy (objętość rozdziału drugiego wynika z faktu, że opis zagadnień finansów behawioralnych nie jest głównym celem niniejszej pracy). Rozdział trzeci zawiera opis wcześniejszych badań efektu dyspozycji oraz wniosków z nich płynących. W kolejnym rozdziale przedstawione zostały dane użyte w badaniu oraz sam mechanizm badania wraz z uzasadnieniem użytej metody. Największym, a zarazem głównym rozdziałem pracy jest rozdział piąty, zawierający wyniki badania wraz z odniesieniami do wniosków zawartych w literaturze przedmiotu. Rozdział szósty zawiera podsumowanie pracy.

2. Podstawy teoretyczne – teoria perspektywy

Powszechnie akceptowaną teorią opisującą zachowanie uczestników rynku w warunkach ryzyka jest teoria oczekiwanej użyteczności. Zakłada ona, że inwestorzy zachowują się racjonalnie, maksymalizując oczekiwaną użyteczność. Badania preferencji jednostek wskazywały jednak na zachowania niezgodne z powyższą teorią (Tversky, Kahneman 1974). W odpowiedzi została zaproponowana teoria perspektywy (Kahneman, Tversky 1979). Opiera się ona na dwóch filarach:

- funkcji wag prawdopodobieństwa,
- funkcji wartości.

Funkcja wag prawdopodobieństwa prezentuje ocenę ryzyka przez jednostki. Prawdopodobieństwo nie jest

postrzegane zgodnie z ich matematycznym poziomem, nawet gdy dane są dokładne wartości prawdopodobieństwa. W procesie podejmowania decyzji w warunkach ryzyka prawdopodobieństwa są zniekształcane. Funkcja wag prawdopodobieństwa jest wklęsła w zakresie bardzo niskich prawdopodobieństw oraz wypukła w zakresie średnich i wysokich prawdopodobieństw, przy czym obszar wypukły jest większy od wklęsłego. Dodatkowo w zakresie 0 (niemożliwość) oraz 1 (pewność) funkcja nie jest określona. Oznacza to, że jednostki przeszacowują niskie prawdopodobieństwa oraz nie doszacowują prawdopodobieństw średnich oraz wysokich.

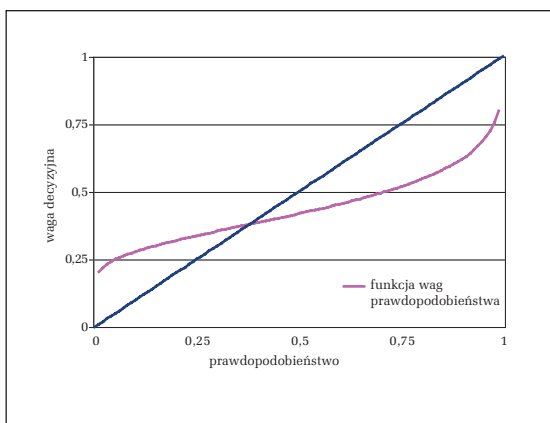
Funkcję wartości charakteryzują trzy właściwości (Cieślak 2003):

- relatywna ocena – jednostki postrzegają zyski lub straty jako zmianę stanu bogactwa w stosunku od punktu odniesienia,
- malejącą wrażliwość – subiektywne odczucie osiągnięcia dodatkowych zysków bądź poniesienia strat maleje wraz z ich wzrostem,
- awersja do strat – funkcja wartości jest bardziej stroma w dziedzinie strat, co oznacza, że w wartościach bezwzględnych zadowolenie z zysków jest słabsze niż poczucie straty.

W kontekście prezentowanych wcześniej odstępstw od teorii oczekiwanej użyteczności, efekt dyspozycji, traktowany jako anomalia, wyjaśniany jest na gruncie teorii perspektywy.

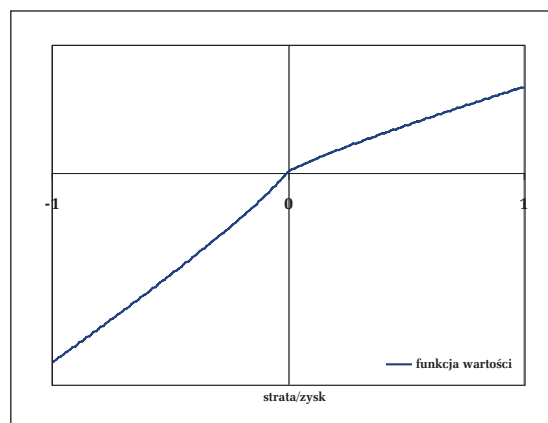
Decydując się na kupno akcji, inwestor stwierdza, że oczekiwana przyszła stopa zwrotu usprawiedliwia podjęte ryzyko. Cena zakupu danego waloru jest traktowana jako punkt odniesienia. Odchylenie od tego punktu będzie uznawane za zysk lub stratę. W sytuacji, gdy kurs akcji rośnie inwestor odczuwa zadowolenie z niezrealizowanych zysków. Funkcja wartości jest wklęsła, a inwestor słabiej odczuwa dodatkowe zyski, co wywołuje awersję do ryzyka. Sprzedaż akcji daje gwarancję zysku. W sytuacji gdy kurs akcji spada, inwestor notuje niezrealizowaną stratę. Funkcja wartości jest wypukła, a ma-

Wykres 1. *Funkcja wag prawdopodobieństwa*



Źródło: Kahneman, Tversky (1979).

Wykres 2. *Funkcja wartości*



Źródło: Kahneman, Tversky (1979).

lejąca wrażliwość na kolejne straty powoduje trzymanie akcji w portfelu. Decydent wykazuje w tym wypadku skłonność do ryzyka.

Efekt dyspozycji powoduje, że inwestorzy sprzedają akcje, których kurs wzrósł, oraz trzymają w portfelu akcje taniejące. Zachowanie takie jest traktowane jako anomalia, gdyż o sprzedaży bądź trzymaniu akcji powinno decydować przekonanie co do dalszego wzrostu ceny.

3. Wcześniejsze badania

Badania efektu dyspozycji zostały przeprowadzone na kilku rynkach:

- USA (Odean 1998; Ranguelova 2001; Dhar, Zhu 2002),
- Izrael (Shapira, Venezia 2000),
- Finlandia (Grinblatt, Keloharju 2000; Kaustia 2004),
- Australia (Brown et al. 2002),
- Chiny (Feng, Seasholes 2005; Chen et al. 2007).

Odean (1998) stwierdził występowanie efektu dyspozycji na podstawie danych z 10 tys. rachunków. Wyjątkiem był grudzień, w którym nie zauważono efektu dyspozycji. Wyjaśnia się to sprzedażą akcji ze stratą w celach podatkowych. Ponadto badanie stwierdziło, że akcje sprzedane z zyskiem w kolejnych okresach przynoszą wyższą stopę zwrotu niż akcje trzymane ze stratą (okres 84, 252 oraz 504 dni). Oznacza to, że efekt dyspozycji jest przyczyną gorszych wyników inwestycyjnych. Ranguelova (2001) badała efekt dyspozycji według kapitalizacji spółek. Stwierdziła występowanie efektu dyspozycji w wypadku spółek o dużej kapitalizacji, natomiast dla spółek o niskiej kapitalizacji występował tzw. odwrotny efekt dyspozycji. Polegał on na sprzedaży akcji, które przynosiły inwestorowi stratę, oraz przetrzymywaniu akcji zyskownych. Wy tłumaczeniem może być stosowanie przez inwestorów strategii *momentum* wobec akcji małych spółek (podążanie za trendem) oraz strategii *contrarian* w odniesieniu do dużych spółek (liczenie na odwrócenie trendu). Kolejne badanie, także na rynku USA, przeprowadzili Dhar i Zhu (2002). Potwierdzili występowanie efektu dyspozycji u większości inwestorów, natomiast około jedna piąta nie wykazywało tendencji do sprzedaży akcji wygrywających i przetrzymywania przegranych. Podczas badania inwestorzy zostali podzieleni na 3 grupy pod względem dochodu. We wszystkich grupach występował efekt dyspozycji, natomiast grupa z najniższym dochodem doświadczała go najsilniej. Shapira i Venezia (2000) wykazali występowanie efektu dyspozycji zarówno w przypadku rachunków klientów indywidualnych, którzy sami podejmują decyzje inwestycyjne, jak i dla rachunków oddanych w zarządzanie cudzym pakietem papierów wartościowych na zlecenie. W pierwszym wypadku efekt dyspozycji był silniejszy. Grinblatt i Ke-

loharju (2000) badali występowanie efektu dyspozycji u inwestorów na rynku fińskim. Wykazali, że niechęć do sprzedaży akcji nasila się, gdy straty kapitałowe są duże. Kaustia (2004), analizując transakcje *intraday*, odrzucił hipotezę, że inwestorzy aktywnie handlujący akcjami cechowali się słabszym efektem dyspozycji. W przeciwieństwie do badań Odeana (1998) Kaustia (2004) wykazał występowanie efektu dyspozycji także w grudniu, co sugerowałoby, że inwestorzy fińscy rzadziej sprzedają akcje ze stratą w celach podatkowych. Badanie wykazało także osłabianie efektu dyspozycji w sytuacji wydłużania się okresu inwestycyjnego. Brown et al. (2002) stwierdzili występowanie efektu dyspozycji w przypadku inwestycji w spółki na rynku pierwotnym Australian Stock Exchange. W czerwcu (ostatni miesiąc podatkowy) efekt dyspozycji nie występował. W całym analizowanym okresie zmniejszał się w zależności od wielkości zapisu i był najsłabszy wśród inwestorów z zapisami o największej wartości (powyżej 1 mln USD). Feng i Seasholes (2005) wykazali występowanie efektu dyspozycji, natomiast stwierdzili, że doświadczenie inwestora może zmniejszyć niechęć do ponoszenia strat o 72%. Niektóre grupy inwestorów mających duże doświadczenie w inwestowaniu na rynku finansowym nie wykazują niechęci do realizacji strat. Chen et al. (2007) potwierdzili występowanie efektu dyspozycji dla inwestorów z Shanghai Stock Exchange oraz Shenzhen Stock Exchange. Stwierdzili, że efekt dyspozycji słabnie w przypadku aktywnych rachunków o dużej wartości. Z badań wynika także, że portfele indywidualnych inwestorów w Chinach są bardzo mało zdywersyfikowane (średnia liczba akcji w portfelu – 2,6). Inwestorów tych cechuje duża aktywność inwestycyjna; miesięczny obrót stanowił 27,3% wartości akcji w portfelu (roczny 327%). Dla porównania: na rynku USA średnia liczba akcji w portfelach inwestorów indywidualnych wynosi 4 akcje, obrót miesięczny 7,59%, a roczny 91%.

4. Dane i metoda badania

Badanie odnosi się tylko do pierwszej oferty publicznej, co umożliwiło precyzyjne określenie ceny zakupu akcji, która jest równa cenie zapisu. Ze sprzedaży wynika, czy cała pozycja została zlikwidowana. Data sprzedaży pozwala określić, przez ile dni inwestor trzymał akcje w portfelu ze stratą, a przez ile z zyskiem (na podstawie kursów zamknięcia). Kurs sprzedaży określi, czy inwestor zrealizował zysk czy stratę. Należy dodać, że znajomość ceny sprzedaży jest niezmiernie ważna ze względu na wahania cen podczas sesji giełdowej w ciągu dnia. Z tego powodu przy obliczaniu zysków lub strat nie można stosować uproszczeń i używać np. kursów zamknięcia lub średniej ważonej obrotami. Łatwo sobie wyobrazić sytuację, że podczas dnia, w którym inwestor dokonał sprzedaży akcji, kurs kształtował się poniżej

oraz powyżej ceny zakupu. Inwestor mógł np. kupić akcje po cenie 10 zł. Na sesji, na której dokonał sprzedaży, kurs maksymalny wyniósł 10,50 zł, kurs minimalny 9,90 zł, kurs zamknięcia 10,40 zł, a średnia ważona obrotami 10,35 zł. Z kolei rzeczywisty kurs sprzedaży wyniósł 9,95 zł i inwestor zrealizował stratę. W powyższym przykładzie, nie biorąc do wyliczeń kursu sprzedaży, można dojść do mylnego wniosku, że inwestor zanotował zysk, podczas gdy w rzeczywistości była to strata.

Na podstawie informacji na temat ceny sprzedaży w danym dniu (jeżeli miała miejsce), kursów zamknięcia oraz wolumenu sprzedaży obliczono papierowe straty (PS), papierowe zyski (PZ) oraz zrealizowane straty (ZS) i zrealizowane zyski (ZZ). Dla każdego dnia inwestycji liczona jest cena zamknięcia danego papieru war-

tościowego oraz uwzględnia się, czy nastąpiła jego sprzedaż. W przypadku sprzedaży otrzymujemy zrealizowaną stratę lub zysk, w przeciwnym razie – papierową stratę bądź zysk. Zrealizowana strata oznacza, że inwestor podjął decyzję o zamknięciu całości bądź części pozycji w akcjach i poniósł stratę na tej inwestycji i doznał negatywnego odczucia (obszar na lewo od punktu odniesienia na wykresie 2). Zrealizowany zysk wiąże się z zamknięciem pozycji w akcjach i dodatnim przepływem finansowym. Papierowa strata oznacza, że inwestor przez cały czas ma otwartą pozycję w akcjach, natomiast w danym dniu kurs zamknięcia był poniżej ceny zakupu. Papierowy zysk oznacza, że kurs akcji w portfelu inwestora kształtuje się powyżej ceny zakupu, a inwestor mógł zrealizować zysk.

Przykład

Trzech inwestorów posiada akcje spółki ZZZ: inwestor A 200 szt., inwestor B 100 szt., inwestor C 100 szt. Cena zapisu wynosiła 10 zł.

W dniu debiutu kurs akcji na zamknięciu wyniósł 9 zł; żaden inwestor nie sprzedał akcji. Drugiego dnia notowań kurs zamknięcia wyniósł 8 zł; inwestor A sprzedał 200 szt. akcji spółki ZZZ po cenie 8,50 zł. Trzeciego dnia kurs spółki ZZZ zwyżkował i na zamknięciu wyniósł 10,50 zł. Inwestor B sprzedał 100 szt. akcji po 10,10 zł. Czwartego dnia kurs akcji osiągnął 10,75 zł. Inwestor C sprzedał 100 szt. akcji po cenie 10,75 zł.

W poszczególnych dniach sytuacja kształtuje się następująco:

		Okres inwestycji				
		dzień zapisów	dzień 1	dzień 2	dzień 3	dzień 4
Inwestor A	Kurs zamknięcia	10,00 (cena zapisu)	9,00	8,00	10,50	10,75
	Cena sprzedaży	–	–	8,50		
	Wolumen sprzedaży	–	0	200		
	PZ/PS/ZZ/ZS	–	PS	ZS		
	Liczba akcji w portfelu na koniec dnia	200	200	0	0	0
Inwestor B	Kurs zamknięcia	10,00 (cena zapisu)	9,00	8,00	10,50	10,75
	Cena sprzedaży	–	–	–	10,10	
	Wolumen sprzedaży	–	0	0	100	
	PZ/PS/ZZ/ZS	–	PS	PS	ZZ	
	Liczba akcji w portfelu na koniec dnia	100	100	100	0	0
Inwestor C	Kurs zamknięcia	10,00 (cena zapisu)	9,00	8,00	10,50	10,75
	Cena sprzedaży	–	–	–	–	10,75
	Wolumen sprzedaży	–	0	0	0	100
	PZ/PS/ZZ/ZS	–	PS	PS	PZ	ZZ
	Liczba akcji w portfelu na koniec dnia	100	100	100	100	0

Podsumowując:

ZS = 1; PS = 5; ZZ = 2; PZ = 1

PZS = $1/(1 + 5) = 0,17$; PZZ = $2/(2 + 1) = 0,67$

Ostatnim krokiem badania jest obliczenie proporcji zrealizowanych zysków: $PZZ = (ZZ/(ZZ + PZ))$ oraz proporcji zrealizowanych strat $PZS = (ZS/(ZS + PS))$. Jeżeli $PZZ > PZS$, jest to sygnał występowania efektu dyspozycji.

W ramce przedstawiono prosty przykład mechanizmu liczenia proporcji PZZ oraz PZS dla trzech inwestorów w ciągu czterech dni inwestycyjnych. Badania prezentowane w dalszej części artykułu (tabele 2–9) odnoszą się do okresu dwuletniego (2006–2007) i dla każdej spółki obejmują okres od momentu debiutu na giełdzie do ostatniego dnia sesyjnego w 2007 r.

Powyższa metoda jest zbliżona do metody zastosowanej przez Odeana (1998). Rozwiązuje ona problem silnych trendów. Jeśli np. obliczymy liczbę papierów wartościowych sprzedanych z zyskiem oraz ze stratą, to w wypadku silnego trendu wzrostowego okaże się, że inwestor sprzedał większość akcji z zyskiem, nawet gdy było mu obojętne, czy sprzedaje z zyskiem, czy ze stratą. Powyższy rezultat zależy od warunków rynkowych. Z kolei licząc PZS oraz PZZ, likwidujemy ten problem, gdyż sprzedaż z zyskiem bądź ze stratą dotyczy liczby dni, w których inwestor mógł rzeczywiście osiągnąć zysk bądź ponieść stratę.

W odróżnieniu do propozycji Dhar i Zhu (2002), czyli obliczania PZZ oraz PZS na poziomie poszczególnych rachunków, w powyższym badaniu sumuje się PZ, PS, ZZ, ZS ze wszystkich rachunków, a następnie wylicza się PZZ oraz PZS, co jest zgodne z propozycją Odeana (1998) oraz Browna et al. (2002).

Badanie odnosi się do akcji objętych w ramach zapisów (przed rejestracją w KDPW notowanych jako prawa do akcji). PZ, PS, ZZ, ZS są liczone do momentu sprzedaży przez inwestora całości przydzielonych akcji z zapisów.

Badanie zawiera zagregowane dane z 7715 rachunków klientów, założonych w jednej z firm inwestycyjnych prowadzących działalność maklerską na terytorium Polski. Dane obejmują spółki, które debiutowały na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2006–2007, a przydział ich akcji nastąpił na podstawie przyjętych zapisów i wystawionych zgodnie z nimi zleceń kupna, przekazanych na specjalną sesję GPW¹.

Powyższa konstrukcja przydziału oznacza, że badane rachunki nie zawierają akcji pracowniczych, w odniesieniu do których dane badanie byłoby nieprawidłowe, np. ze względu na koszt nabycia tych akcji. Składanie zapisów jest możliwe tylko w domu maklerskim, w którym klient ma rachunek papierów wartościowych. Tabela 1 zawiera zestawienie badanych spółek.

Kursy akcji spółek w badanym okresie (16.05.2006–28.12.2007 r.) kształtowały się następująco:

- kursy akcji Żurawi Wieżowych, Ruchu oraz Makrum nie spadły poniżej ceny emisyjnej,
- Grupa Finansowa Premium, Quantum Software oraz Arcus nie osiągnęły ceny emisyjnej przez cały badany okres,
- akcje Rainbow Tours przez pierwsze 8 dni sesyjnych oscylowały wokół ceny emisyjnej, a następnie kurs był niższy od ceny emisyjnej,
- akcje Cash Flow, Unima 2000, Procad oraz Seko były zarówno poniżej, jak i powyżej ceny emisyjnej.

5. Wyniki badania

W pierwszej kolejności zsumowano PZ, ZZ, PS, ZS ze wszystkich rachunków, a następnie obliczono proporcje

¹ Inną możliwością zapisu akcji na rachunki papierów wartościowych klientów jest przydział poprzez dom maklerski z rejestru sponsora emisji.

Tabela 1. *Analizowane spółki*

Spółka	Data debiutu	Cena emisyjna akcji (w zł)
Cash Flow	16.05.2006	8,00
Unima 2000	13.09.2006	12,00
Żurawie Wieżowe	06.12.2006	7,00
Ruch	22.12.2006	16,00
PROCAD	15.01.2007	35,00
Seko	15.03.2007	15,50
GF Premium	14.06.2007	28,00
Makrum	11.07.2007	5,30
Quantum Software	16.08.2007	23,20
Arcus ^a	10.09.2007	17,00
Rainbow Tours	09.10.2007	9,00

^a Badane prawa do akcji spółki Arcus.

Źródło: GPW

Tabela 2. Dane obejmujące wszystkie rachunki

ZZ	PZ	ZS	PS
7 027	891 552	522	78 227
PZZ	0,78%		
PZS	0,66%		
PZZ – PZS	0,12 pkt proc.		
Statystyka testowa	3,69	p-value	p = 0,00022

Źródło: opracowanie własne.

PZZ oraz PZS. Okres badania liczony był od momentu debiutu danej spółki do ostatniej sesji giełdowej w 2007 r., na której spółka była notowana (czyli 28.12.2007 r.). Jest to badanie przeprowadzone dla wszystkich spółek podanych w tabeli 1 oraz dla wszystkich rachunków. Wyniki tego badania zostały przedstawione w tabeli 2.

Na podstawie PZZ oraz PZS obliczonych dla wszystkich rachunków można stwierdzić występowanie efektu dyspozycji dla wszystkich spółek. Powyższy wynik jest zgodny z większością wyników badań w literaturze przedmiotu. Występowanie efektu dyspozycji stwierdzono na podstawie statystycznie istotnej różnicy pomiędzy PZZ a PZS, wynoszącej 0,12 pkt proc. W badaniu użyto testu istotności dla dwóch proporcji².

Wyniki badań efektu dyspozycji według kryterium kapitalizacji spółek (Ranguelova 2001) umożliwiły analizę efektu dyspozycji dla poszczególnych spółek. Wśród badanych debiutów na szczególną uwagę zasługują akcje Ruchu, głównie ze względu na kapitalizację (według ceny emisyjnej ponad 900 mln zł, podczas gdy kapitalizacja pozostałych spółek nie przekraczała, według ceny emisyjnej, 225 mln zł). Kolejną cechą wyróżniającą daną spółkę jest właściciel, czyli Skarb Państwa. Inwestorzy wykazują duże zainteresowanie spółkami Skarbu Państwa, o czym może świadczyć stosunkowo duża liczba złożonych zapisów (Ruch – 6270 zapisów, drugi w kolejności Procad – 903 zapisy). Jest to poniekąd pochodną poprzednich udanych prywatyzacji spółek Skarbu Państwa (m.in. PKO BP, PGNIG) przeprowadzonych poprzez giełdę, które przynosiły wysokie stopy zwrotu. W tym

wypadku można pokusić się o stwierdzenie, że inwestorzy traktują kupno dużych spółek należących do Skarbu Państwa jako inwestycję pewniejszą, długoterminową. Badanie efektu dyspozycji zostało przeprowadzone w podziale na akcje Ruchu oraz pozostałych spółek. Tabela 3 przedstawia wyniki badania dla pozostałych 10 akcji, wyłączając akcje Ruchu.

Wyniki powyższego badania świadczą o występowaniu silnego efektu dyspozycji, przy różnicy pomiędzy PZZ oraz PZS wynoszącej 0,62 pkt proc. Efekt dyspozycji jest silniejszy w wypadku powyższej grupy spółek w porównaniu z badaniem obejmującym wszystkie zapisy (różnica pomiędzy PZZ oraz PZS wyniosła 0,12 pkt proc.). W tym wypadku badanie objęło spółki o małej kapitalizacji (od 30 mln zł do 225 mln zł, liczonej według ceny emisyjnej), dzięki czemu można jednoznacznie stwierdzić występowanie silnego efektu dyspozycji w tej grupie spółek. W tym sensie wyniki powyższego badania prowadzą do odwrotnych wniosków niż badanie przeprowadzone przez Ranguelovą (2001).

W tej sytuacji naturalne wydaje się przeprowadzenie badania PZZ dla akcji Ruchu w odniesieniu do PZS obliczonej dla pozostałych spółek. Dostarczy ono informacji na temat skłonności inwestorów do sprzedaży akcji o dużej kapitalizacji (co prawda Ruch nie należy do indeksu WIG20, lecz należy do indeksu mWIG40). Wyniki zostały przedstawione w tabeli 4.

Różnica pomiędzy PZZ a PZS jest w tym wypadku statystycznie nieistotna, więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o równości obu proporcji. Oznacza to, że skłonność do sprzedaży akcji wygrywających (sprzedaży z zyskiem w wypadku Ruchu) nie różni się statystycznie od skłonności do sprzedaży akcji ze stratą. Powyższego badania nie można bezpośrednio porównać z badaniem przedstawionym w pracy Ranguelovej (2001) dotyczą-

² Statystyka testowa ma rozkład normalny, a wartość statystyki została obliczona na podstawie wzoru:

$$\sqrt{\frac{\frac{PZZ - PZS}{ZZ + ZS}}{\frac{ZZ + ZS}{ZZ + PZ + ZS + PZ}} \left(1 - \frac{ZZ + ZS}{ZZ + PZ + ZS + PS}\right) \left(\frac{1}{ZZ + PZ + ZS + PS} + \frac{1}{ZZ + ZS}\right)}$$

H₀: PZZ = PZS

H₁: PZZ ≠ PZS

Wszystkie testy zostały przeprowadzone dla poziomu istotności $\alpha = 1\%$.

Tabela 3. Dane wyłączone zapisy na akcje Ruchu

ZZ	PZ	ZS	PS
2 516	193 715	522	78 227
PZZ	1,28%		
PZS	0,66%		
PZZ – PZS	0,62 pkt proc.		
Statystyka testowa	14,07	p-value	p = 5,341e-045

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. PZS obliczona dla wszystkich rachunków w odniesieniu do PZZ obliczonej dla akcji Ruchu

ZZ	PZ	ZS	PS
4 511	697 836	522	78 227
PZZ	0,64%		
PZS	0,66%		
PZZ - PZS	0,02 pkt proc.		
Statystyka testowa	-0,67	p-value	p = 0,5052

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Średnia z PZZ i PZS policzona dla poszczególnych spółek

PZZ	PZS
1,26%	0,84%

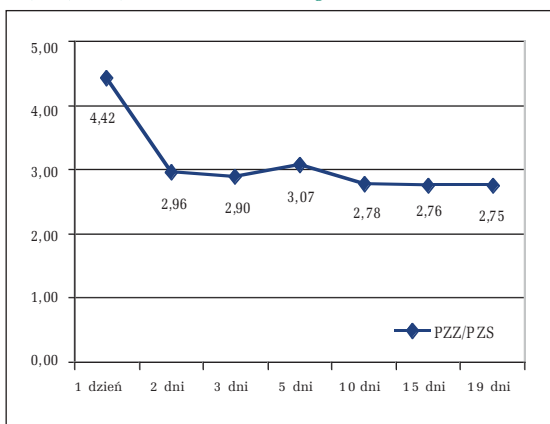
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6. PZZ oraz PZS w danym terminie od debiutu

1 dzień			
ZZ	PZ	ZS	PS
179	6960	43	755
PZZ	23,84%		
PZS	5,39%		
PZZ - PZS	18,45 pkt proc.		
Statystyka testowa	11,99	p-value	p = 3,709e-033
2 dni			
ZZ	PZ	ZS	PS
2503	13672	82	1485
PZZ	15,47%		
PZS	5,23%		
PZZ - PZS	10,24 pkt proc.		
Statystyka testowa	10,97	p-value	p = 5,227e-028
3 dni			
ZZ	PZ	ZS	PS
2735	20178	91	2123
PZZ	11,94%		
PZS	4,11%		
PZZ - PZS	7,83 pkt proc.		
Statystyka testowa	11,13	p-value	p = 8,55e-029
5 dni			
ZZ	PZ	ZS	PS
3073	32707	103	3577
PZZ	8,59%		
PZS	2,80%		
PZZ - PZS	5,79 pkt proc.		
Statystyka testowa	12,29	p-value	p = 9,837e-035
10 dni			
ZZ	PZ	ZS	PS
3494	62346	137	7031
PZZ	5,31%		
PZS	1,91%		
PZZ - PZS	3,40 pkt proc.		
Statystyka testowa	12,57	p-value	p = 3,045e-036
15 dni			
ZZ	PZ	ZS	PS
3812	90579	156	10509
PZZ	4,04%		
PZS	1,46%		
PZZ - PZS	2,58 pkt proc.		
Statystyka testowa	13,24	p-value	p = 4,764e-040
19 dni			
ZZ	PZ	ZS	PS
4133	111866	174	13257
PZZ	3,56%		
PZS	1,30%		
PZZ - PZS	2,27 pkt proc.		
Statystyka testowa	13,83	p-value	p = 1,705e-043

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3. Proporcja PZZ/PZS w ciągu 1-, 2-, 3-, 5-, 10-, 15- i 19-dniowym



Źródło: opracowanie własne.

cym spółek o dużej kapitalizacji. Po pierwsze niniejsze badanie było przeprowadzone na rynku pierwotnym, a nie – jak we wspomnianej pracy – na wtórnym. Po drugie, w tym wypadku nie ma spółki o dużej kapitalizacji z nieudanym debiutem. Można natomiast jednoznacznie stwierdzić, że skłonność inwestorów do sprzedaży z zyskiem w przypadku dużych spółek nie różni się statystycznie od skłonności inwestorów do sprzedaży ze stratą akcji spółek o małej kapitalizacji. Wzrost kapitalizacji spółki oraz skład akcjonariatu prowadzą do zmniejszenia skłonności inwestorów do sprzedaży akcji z zyskiem. W tym miejscu można przytoczyć wyniki badań przeprowadzonych przez Fenga i Seasholesa (2005), którzy stwierdzili, że skłonność inwestorów do sprzedaży akcji z zyskiem maleje wraz z doświadczeniem inwestora oraz jego profesjonalizmem. Feng i Seasholes podzielili inwestorów na grupy pod względem ich profesjonalizmu. Rozróżniali inwestorów m.in. z punktu widzenia posiadania przez nich tzw. *trading rights*, czyli różnych możliwości składania zleceń (im większe możliwości, tym większy profesjonalizm inwestora) oraz dywersyfikacji portfela (im wyższa, tym większy profesjonalizm).

W tabeli 5 przedstawiono PZZ oraz PZS dla danego papieru wartościowego. Następnie obliczona została średnia arytmetyczna z otrzymanych proporcji. Wynik wskazuje na dużą różnicę między obiema proporcjami i potwierdza występowanie efektu dyspozycji w odniesieniu do wszystkich papierów wartościowych. W tym mechanizmie liczenia (średnia arytmetyczna z PZZ i PZS policzonych dla poszczególnych spółek) nie nadaje on większej wagi spółkom z dużą liczbą zapisów, w przypadku których liczba PZ, ZZ, PS i ZS jest znacznie większa.

Kolejnym przeprowadzonym badaniem była analiza efektu dyspozycji w krótszym terminie (dotąd termin wynosił od debiutu danej spółki do 28.12.2007). Efekt dyspozycji został zbadany w okresach 1-, 2-, 3-, 5-, 10-,

15- oraz 19-dniowych. Maksymalny okres 19 dni jest nieprzypadkowy, gdyż w tym czasie kurs każdej spółki kształtował się poniżej bądź powyżej ceny emisyjnej. Za wyborem powyższego okresu przemawia także to, że przy przejściu od papierowej straty do papierowego zysku oprócz efektu dyspozycji mogłyby wystąpić także inne efekty. Mógłby to być np. efekt *get even and get out*, czyli sytuacja, gdy inwestor przez dłuższy czas ponosił papierową stratę, a sprzedaż następuje w momencie, gdy po wzroście może odzyskać zainwestowane środki. Powyższe badanie miało na celu sprawdzenie, jak w krótkim okresie klienci reagują na sytuację, gdy po debiucie notują stratę bądź zysk przez cały początkowy okres. Wyniki badania zaprezentowano w tabeli 6.

Powyższe badanie jednoznacznie potwierdza występowanie efektu dyspozycji w krótkim okresie po debiucie. Był on najsilniejszy w pierwszych dniach, natomiast w dziewiętnastym dniu różnica pomiędzy PZZ a PZS także była znaczna (2,27 pkt proc.). Wyniki badania są zgodne z wynikami wcześniejszych badań przeprowadzonych przez Browna et al. (2002), którzy stwierdzili występowanie najsilniejszego efektu dyspozycji w ciągu pierwszych 2 tygodni po debiucie akcji. Według nich przez pierwsze 9 dni badania skłonność do realizacji zysków była ponaddwukrotnie większa od skłonności do realizacji strat. W powyższym badaniu iloraz PZZ/PZS przekracza wartość 2 także w dziewiętnastym dniu.

Proporcje PZZ/PZS przedstawiono na wykresie 3.

Dotychczas omówione badania mierzyły skłonność do realizacji zysków oraz strat. Tabela 7 przedstawia natomiast procent sprzedanych akcji nabytych w drodze zapisów podstawowych. Dane w tabeli 7 ilustrują sytuację, w której klient zlikwidował swoją pozycję w akcjach. Na przykład w piątym dniu po debiucie 50,14% inwestorów nie miało akcji Cash Flow nabytych w drodze zapisów.

Kursy spółek Cash Flow, Unima 2000, Żurawie Wieżowe, Ruch, Procad oraz Makrum w ciągu pierwszych 19 dni kształtowały się powyżej ceny emisyjnej, podczas gdy kursy pozostałych spółek znajdowały się poniżej ceny emisyjnej. Największy odsetek rachunków, na których nastąpiła sprzedaż z zyskiem w stosunku do całości akcji nabytych w ramach zapisów w ciągu 19 dni po debiucie, wyniósł 57,06% (akcje Makrum). Najwyższy odsetek rachunków, na których nastąpiła sprzedaż ze stratą w porównaniu z całością akcji nabytych w ramach zapisów w ciągu 19 dni po debiucie, wyniósł 17,17% (akcje Quantum Software). Jak widać, różnica między obiema proporcjami jest znaczna (38,10 pkt proc.). Co więcej – dla każdego papieru wartościowego, którego kurs w ciągu 19 dni kształtował się powyżej ceny emisyjnej, procent rachunków ze sprzedanymi akcjami do wysokości salda jest w każdym wypadku wyższy niż dla papierów wartościowych, których kurs był w okresie 19 dni poniżej ceny emisyjnej. Powyższy wniosek jest kolejnym dowodem na występowanie efektu dyspozycji w początkowym okresie inwestycji.

Tabela 7. Procent rachunków ze sprzedanymi akcjami do wysokości salda (w %)

Spółka	1 dzień	2 dni	3 dni	5 dni	10 dni	15 dni	19 dni	Stan na 28.12.2007
Cash Flow	27,35	38,18	41,88	50,14	54,99	55,27	56,13	88,89
Unima 2000	35,05	37,85	40,43	42,15	47,53	49,25	50,97	86,45
Żurawie Wieżowe	33,62	37,74	40,66	44,66	49,27	51,58	52,91	82,04
Ruch	20,14	22,20	24,47	27,75	31,98	35,47	39,36	65,30
Procad	20,82	27,57	30,01	33,33	36,32	40,75	43,63	80,51
Makrum	35,58	42,64	44,79	48,16	52,45	55,21	57,06	68,40
Seko	2,90	4,35	5,07	5,80	7,97	7,97	11,59	77,54
GF Premium	3,23	9,14	9,68	11,29	12,37	13,44	13,98	34,95
Quantum Software	5,12	9,04	9,94	10,54	13,25	15,96	17,17	35,24
Arcus	2,22	2,22	4,44	6,67	8,89	8,89	8,89	26,67
Rainbow Tours	2,04	2,04	2,04	4,08	11,22	12,24	13,27	29,59

Uwaga: na czerwono zostały zaznaczone akcje, których kursy znajdowały się poniżej ceny emisyjnej w ciągu 19 dni po debiucie; na zielono akcje, których kursy znajdowały się powyżej ceny emisyjnej w ciągu 19 dni po debiucie.

Źródło: opracowanie własne.

Warto zauważyć, że w okresie do 28.12.2007 r. odsetek rachunków, na których pozycja akcji została zlikwidowana z zyskiem, także był większy niż akcji sprzedanych ze stratą. Dla akcji, na których klienci ponieśli stratę do 28.12.2007 r., najmniejszy odsetek rachunków z niezerowym saldem wyniósł 64,76 % (100% – 35,24%); były to akcje Quantum Software. Oznacza to, że w przypadku 64,76% rachunków z akcjami Quantum nie nastąpiła sprzedaż ze stratą. Był to najmniejszy odsetek, czyli największa liczba klientów zdecydowała się na sprzedaż. Zanimotowano więc najmniejszą niechęć do sprzedaży ze stratą. Z kolei dla akcji, które przyniosły klientom zysk, największy odsetek rachunków z niezerowym saldem wyniósł 34,70 % (dla akcji Ruchu). Oznacza to, że w przypadku 34,70% rachunków z akcjami Ruchu nie nastąpiła sprzedaż z zyskiem, czyli najmniej klientów zdecydowało się na sprzedaż. Wystąpiła tu zatem najmniejsza skłonność do sprzedaży z zyskiem.

Po 19 dniach od debiutu akcji Seko na 11,59% rachunków nastąpiła sprzedaż do wysokości salda, natomiast do 28.12.2007 r. sprzedano 77,54% akcji. Jest to wysoki współczynnik. Po początkowym okre-

sie utrzymywania się poniżej ceny emisyjnej kurs przekroczył tę cenę. W tym wypadku przy zbliżaniu się do ceny emisyjnej nastąpiła sprzedaż akcji (efekt *get even and get out*) i dlatego analiza odsetka sprzedaży akcji po upływie 19 dni nie jest prawidłowa.

Kolejnym badaniem była analiza efektu dyspozycji według wartości zapisu. Pozwoliła ona na obliczenie wartości akcji, na którą klient złożył zapis. W tym wypadku przeanalizowano wielkość środków zainwestowanych przez klientów. Co prawda na ogół istniała możliwość uzyskania kredytu na zakup akcji na rynku pierwotnym, jednak analizowane dane nie uwzględniają takiej informacji, a z doświadczenia autora wynika, że zdecydowana większość inwestorów, składając zapisy, nie korzystała z kredytu.

Wyniki badania świadczą o występowaniu efektu dyspozycji w grupie inwestorów z zapisami o najniższej wartości (do 10 tys. zł). Inwestorzy składający zapisy o wartości od 25 tys. zł do 100 tys. zł wykazują tzw. odwrotny efekt dyspozycji, czyli ich skłonność do sprzedaży akcji ze stratą jest wyższa od skłonności do sprzedaży z zyskiem. Dla pozostałych grup różnica pomiędzy PZZ a PZS nie różni się statystycznie od zera.

Tabela 8. Podsumowanie redukcji zapisów na rynku pierwotnym

Spółka	Redukcja (w %)	Cena emisyjna (w zł)
Cash Flow	96,54	8,00
Unima 2000	97,87	12,00
Żurawie Wieżowe	98,56	7,00
Ruch	97,00	16,00
Procad	97,99	35,00
Makrum	86,42	5,30
Seko	81,94	15,50
GF Premium	82,79	28,00
Quantum Software	97,86	23,20
Arcus	0,00	17,00
Rainbow Tours	28,33	9,00

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 9. PZZ oraz PZS w odniesieniu do wartości zapisu

Wartość zapisu (W) (w tys. zł)	PZ	ZZ	PS	ZS	PZZ (w %)	PZS (w %)	PZZ - PZS (w pkt proc.)	Statystyka testowa	Istotne dla α	p-value
$W < 5$	94 307	668	17 378	85	0,70	0,49	0,22	3,13	1%	$p = 0,00173$
$5 \leq W < 10$	67 026	447	11 655	44	0,66	0,38	0,29	3,56	1%	$p = 0,00037$
$10 \leq W < 25$	168 638	946	20 436	102	0,56	0,50	0,06	1,09	nieist.	$p = 0,2737$
$25 \leq W < 50$	136 389	879	12 287	115	0,64	0,93	-0,29	-3,80	1%	$p = 0,00014$
$50 \leq W < 100$	101 319	811	9 266	109	0,79	1,16	-0,37	-3,80	1%	$p = 0,00015$
$100 \leq W < 200$	98 728	984	4 659	36	0,99	0,77	0,22	1,49	nieist.	$p = 0,1348$
$200 \leq W < 500$	209 404	2 112	1 963	22	1,00	1,11	-0,11	-0,49	nieist.	$p = 0,6241$
$W \geq 500$	15 740	182	583	9	1,14	1,52	-0,38	-0,85	nieist.	$p = 0,3952$

Źródło: opracowanie własne.

Warto przytoczyć wyniki badań przeprowadzonych przez Dhara i Zhu (2002), którzy analizowali efekt dyspozycji w zależności od dochodu inwestora. Inwestorów podzielono na 3 grupy:

- grupę z najniższym dochodem rocznym poniżej 40 tys. USD,
- grupę z dochodem od 40 tys. USD do 100 tys. USD,
- grupę z najwyższym dochodem powyżej 100 tys. USD.

Dar i Zhu wykazali występowanie efektu dyspozycji we wszystkich grupach, natomiast grupa z najniższym dochodem doświadczała go najsilniej.

Chen et al. (2007) badali efekt dyspozycji w zależności od wartości rachunku i stwierdzili nasilenie się efektu dyspozycji dla rachunków o mniejszej wartości. Brown et al. (2002) przeprowadzili badanie efektu dyspozycji zależnie od wartości inwestycji w ofertę pierwotną, pod tym względem badanie autora jest podobne (tabela 9 grupuje rachunki według wartości zapisu, a nie wartości otrzymanych akcji). Brown et al. (2002) stwierdzili występowanie efektu dyspozycji we wszystkich grupach, natomiast grupa z zapisem powyżej 1 mln USD doświadczała go najsłabiej.

Ze wszystkich powyższych badań wynika, że wartość zapisu, wartość rachunku bądź dochód inwestora zmniejszają efekt dyspozycji, ale go nie eliminują. Z tego powodu badanie przeprowadzone na grupie inwestorów z zapisami o wartości od 25 tys. zł do 100 tys. zł, dla których występuje odwrotny efekt dyspozycji, wydaje się interesujące.

Jednym z wyjaśnień występowania efektu dyspozycji może być przekonanie inwestorów o odwróceniu

trendu. Liczą oni, że akcje, które spadły w początkowym okresie, wzrosną i przyniosą dodatnią stopę zwrotu. Z kolei w wypadku akcji, które zanotowały duży wzrost, trend także się odwróci i dlatego warto je sprzedać po uzyskaniu wysokiej stopy zwrotu w początkowym okresie inwestycji. Odean (1998) stwierdził, że inwestorzy są w błędzie, a efekt dyspozycji jest przyczyną gorszych wyników inwestycyjnych, gdyż akcje sprzedane z zyskiem w kolejnych okresach przynoszą wyższą stopę zwrotu niż akcje trzymane ze stratą. Analiza została przeprowadzona dla stóp zwrotu w okresach 84, 252 oraz 504 dni.

Tabela 10 przedstawia stopę zwrotu z dwóch portfeli akcji o równych udziałach, portfele podzielone są według ich składu. Portfel 1 zawiera akcje o kursie powyżej ceny emisyjnej w początkowym okresie inwestycji, portfel 2 – akcje o kursie poniżej ceny emisyjnej w początkowym okresie inwestycji. Okres inwestycji, po którym akcje zostały zakwalifikowane do jednego z powyższych portfeli, wyniósł 19 dni sesyjnych. W tym czasie cena danego papieru wartościowego kształtowała się powyżej lub poniżej ceny emisyjnej. W okresie tym najbardziej aktywni byli inwestorzy sprzedający akcje z dodatnią stopą zwrotu, nabyte w ramach zapisów (tabela 7). Stopa zwrotu dla akcji Procadu została skorygowana o *split*, natomiast dla akcji Żurawi Wieżowych o *split* oraz wartość teoretyczną prawa poboru.

Na podstawie tabeli 10 można stwierdzić, że akcje wygrywające w początkowym okresie inwestycji (portfel 1) przyniosły dodatnią stopę zwrotu w okresie badania, czyli do ostatniej sesji 2007 r. Jeżeli chodzi o akcje przegrywające w początkowym okresie inwestycji (portfel 2), to w kolejnych okresach in-

Tabela 10. Stopy zwrotu z portfeli w danym okresie po debiucie (w %)

Portfel	19 dni po debiucie	Stopa zwrotu wg stanu na 28.12.2007 r.
Portfel 1	29,54	33,48
Portfel 2	-14,8	-15,76

Źródło: opracowanie własne.

westycji przyniosły ujemną stopę zwrotu (różnica o 0,93 pkt proc.). Okazuje się, że wiara inwestorów w odwrócenie trendu jest zgubna, a efekt dyspozycji pomniejsza stopy zwrotu z ich portfeli.

6. Podsumowanie

Badanie na rynku pierwotnym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie dla spółek, których akcje przydzielono na podstawie przyjętych zapisów i wystawionych zgodnie z nimi zleceń kupna, przekazanych na specjalną sesję w latach 2006–2007, wykazało występowanie efektu dyspozycji. Silny efekt dyspozycji stwierdzono dla spółek o małej kapitalizacji (30–225 mln zł). Jest to wynik odwrotny niż w badaniach omówionych w pracy Rangelovej (2001). Z kolei skłonność do sprzedaży akcji o dużej kapitalizacji (Ruch) nie różni się statystycznie od skłonności do sprzedaży akcji ze stratą dla małych spółek. Występowanie silnego efektu dyspozycji zostało także udokumentowane w okresach 1, 2, 3, 5, 10, 15 i 19 dni po debiucie akcji. Powyższe wyniki są zgodne z badaniem Browna et al. (2002), którzy stwierdzili występowanie najsilniejszego efektu dyspozycji w ciągu pierwszych dwóch tygodni po debiucie. Kolejnym badaniem była analiza odsetka rachunków ze sprzedażą akcji do wysokości salda, na których klient był przez cały początkowy okres inwestycji na plusie bądź na mi-

nusie. W tym wypadku nie została zastosowana metoda mierząca PZZ oraz PZS i z tego powodu powyższą analizę można traktować jako uzupełnienie. Dowodem występowania efektu dyspozycji jest fakt, że dla każdego papieru wartościowego, który przyniósł inwestorowi zysk w początkowym okresie (19 dni), procent rachunków z zerowym stanem jest wyższy niż w przypadku papierów wartościowych, na których klient stracił. Świadczy to o mniejszej skłonności do sprzedaży akcji ze stratą. Badanie PZZ oraz PZS, którego kryterium stanowiła wartość zapisu, potwierdziło występowanie efektu dyspozycji w grupie inwestorów z najniższymi zapisami (do 10 tys. zł). Powyższe wyniki były zgodne z wcześniejszymi badaniami (m.in. Dhar, Zhu 2002; Brown et al. 2002; Chen et al. 2007), według których w przypadku inwestorów bardziej majątnych (dochód roczny, wartość rachunku, początkowej inwestycji) efekt dyspozycji jest słabszy. Z kolei badanie inwestorów, którzy złożyli zapisy o wartości od 25 tys. zł do 100 tys. zł, ujawniło występowanie tzw. odwrotnego efektu dyspozycji, czyli niechęci do sprzedaży akcji z zyskiem i skłonności do sprzedaży akcji ze stratą. Na podstawie badania stóp zwrotu z portfeli, w których skład wchodziły akcje wygrywające oraz przegrywające po początkowym okresie inwestycji, stwierdzono, że efekt dyspozycji pomniejsza stopy zwrotu inwestorów liczących na zmianę trendu. Powyższa analiza potwierdza badania przeprowadzone przez Odeana (1998).

Bibliografia

- Brown P., Chappel N., da Silva Rosa R., Walter T. (2002), *The reach of the disposition effect: Large sample evidence across investor classes*, paper presented at "EFA Berlin Meetings", 21–24 August, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=302655/.
- Chen G., Kim K. A., Nofsinger J. R., Rui O. M. (2007), *Trading performance, disposition effect, overconfidence, representativeness bias, and experience of emerging market investors*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=957504.
- Cieślak A. (2003), *Behawioralna ekonomia finansowa, Modyfikacja paradygmatów funkcjonujących w nowoczesnej gospodarce*, „Materiały i Studia”, nr 165, NBP, Warszawa.
- Dhar R., Zhu N. (2002), *Up close and personal: An individual level analysis of the disposition effect*, "Working Paper", No. 02–20, Yale ICF, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=302245.
- Feng L., Seasholes M. S. (2005), *Do investor sophistication and trading experience eliminate behavioral biases in financial markets*, "Review of Finance", Vol. 9, No. 3, s. 305–351.
- Grinblatt M., Keloharju M. (2000), *What makes investors trade?*, "Working Paper", No. 00–02, Yale ICF, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?cfid=398496&cftoken=98435080&abstract_id=228801.
- Kahneman D., Tversky A. (1979), *Prospect theory: An analysis of decisions under risk*, *Econometrica*, Vol. 47, No. 2, s. 263–292.
- Kaustia M. (2004), *What causes the disposition effect? An empirical evaluation*, mimeo, Helsinki School of Economics, <http://www.skinance.com/Papers/2005/KMA.pdf>.
- Odean T. (1998), *Are investors reluctant to realize their losses*, "Journal of Finance", Vol. 53, No. 5, s. 1775–1798.
- Rangelova E. (2001), *Disposition effect and firm size: New evidence on individual investor trading activity*, mimeo, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=293618.
- Shapira Z., Venezia I. (2000), *Patterns of behavior of professionally managed and independent investors*, "Working Paper", No. 01-3, University of Southern California, Finance & Business Economics Department, http://www2.marshall.usc.edu/fbe/wp_pdf/FBE01-3.pdf.
- Shefrin H., Statman M. (1985), *The disposition to sell winners too early and ride losses too long*, "Journal of Finance", Vol. 40, No. 3, s. 777–790.
- Tversky A., Kahneman D. (1974), *Judgment under uncertainty: Heuristics and Biases*, "Science", No. 185, s. 1124–1131.

Sprawozdanie z X Konferencji European Trade Study Group

11-13 września 2008 r., Warszawa

10th European Trade Study Group Conference Report

11-13 September 2008, Warsaw

*Elżbieta Czarny**

W dniach 11–13 września 2008 r. odbyła się w Warszawie jubileuszowa, dziesiąta konferencja European Trade Study Group (ETSG). ETSG jest niedochodowym stowarzyszeniem akademickim, zajmującym się badaniem międzynarodowej współpracy gospodarczej. Coroczne konferencje tego stowarzyszenia należą do największych na świecie i są najważniejszym w Europie spotkaniem naukowców zajmujących się ekonomią międzynarodową oraz dziedzinami pokrewnymi. Uczestniczą w nich znakomici ekonomiści z uniwersytetów i ośrodków naukowych oraz instytucji politycznych i gospodarczych nie tylko z Europy (co sugeruje nazwa ETSG), lecz z całego świata. Wielu z nich łączy działalność naukowo-badawczą i dydaktyczną z praktyką, przez co mają wpływ na gospodarkę, tudzież politykę gospodarczą i zagraniczną różnych krajów, a także na działalność organizacji międzynarodowych. Jednocześnie konferencje ETSG są okazją do spotkań światowej czołówki ekonomistów z Princeton, London School of Economics czy Światowej Organizacji Handlu (World Trade Organisation – WTO) z młodymi naukowcami z mniej znanych ośrodków badawczych.

Organizatorami tegorocznej konferencji European Trade Study Group były: Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego oraz Instytut Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych Kolegium Gospodarki Światowej Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie. W inauguracji konferencji uczestniczyli rektorzy: Uniwersytetu Warszawskiego, K. Chałasińska-Macukow, oraz Szkoły Głównej Handlowej, A. Budnikowski. Uczest-

ników powitali dziekani: Kolegium Gospodarki Światowej SGH, J. Mazur, oraz Wydziału Nauk Ekonomicznych UW, T. Żylicz. Wykład inauguracyjny wygłosił były rektor Uniwersytetu warszawskiego W. Siwiński.

Warszawska konferencja ETSG była pierwszym z dorocznych spotkań tej grupy uczonych, które odbyło się w nowym kraju członkowskim Unii Europejskiej (wcześniejsze konferencje zorganizowano m.in. w Atenach, Dublinie, Kilonii, Madrycie, Nottingham i Wiedniu). Naukowa część konferencji odbywała się w centrum konferencyjnym Uniwersytetu Warszawskiego w budynku dawnej biblioteki. Uroczyste spotkanie uczestników konferencji odbyło się natomiast w Auli Spadochronowej Szkoły Głównej Handlowej.

W tegorocznej konferencji ETSG wzięło udział ponad 300 osób. Najliczniejsza była reprezentacja uczelni i ośrodków badawczych z Europy Zachodniej. Wielu uczonych przyjechało też ze Stanów Zjednoczonych, Japonii oraz Korei Południowej. W warszawskiej konferencji uczestniczyli m.in. tak znakomici specjaliści z dziedziny ekonomii międzynarodowej, jak: R.W. Jones (doktor *honoris causa* SGH), M. Brühlhart, M. Cabral, R. Falvey, J. Markusen, P. Neary oraz R. Riezman.

Na tegorocznej konferencji ETSG zaprezentowano 271 referatów. Cztery przedstawiono na sesjach plenarnych, a pozostałych 267 na sesjach równoległych. Odbyły się też trzy sesje plenarne poświęcone problematyce wykraczającej poza badania handlu międzynarodowego. Na jednej z nich zaprezentowano najnowszy raport Światowej Organizacji Handlu. Na kolejnej wrę-

* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Instytut Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych; e-mail: eczarny@onet.pl

czono nagrody młodym ekonomistom specjalizującym się w problematyce międzynarodowej. Na ostatniej sesji specjalnej podsumowano dziesięć dotychczasowych spotkań ETSG.

Warszawska konferencja służyła również aktywizacji polskich środowisk akademickich zajmujących się ekonomią międzynarodową. Zaprezentowano na niej 14 referatów pracowników naukowych z polskich uczelni i ośrodków badawczych. Dominująca większość prac pochodziła z Uniwersytetu Warszawskiego i Szkoły Głównej Handlowej. Było też kilka referatów autorstwa pracowników gdańskich uczelni. W przygotowaniu aż 13 opracowań uczestniczyli młodzi pracownicy nauki (mający co najwyżej stopień doktora). Sześć referatów było ich samodzielnymi opracowaniami, a w przypadku dalszych siedmiu byli współautorami. Liczny udział młodych pracowników naukowych polskich uczelni świadczy o tym, że nie odstają oni poziomem wiedzy i umiejętności od zagranicznych rówieśników, także z Europy Zachodniej czy Stanów Zjednoczonych, uważanych za liderów w dziedzinie badań ekonomicznych. Uwagę zwraca jednak silne skoncentrowanie polskich uczestników w kilku zaledwie ośrodkach badawczych. Jest ono tym bardziej zastanawiające, że w bieżącym roku konferencja ETSG odbywała się w Polsce, a więc udział w niej wymagał poniesienia niższego kosztu niż w latach poprzednich, zwłaszcza że polscy uczestnicy zostali zwolnieni z opłaty konferencyjnej. Szkoda, że większość polskich uczelni oraz wydziałów ekonomicznych nie skorzystała z tak dogodnej okazji do zaprezentowania dokonań swoich pracowników naukowych na forum międzynarodowym i nawiązania bezpośrednich kontaktów z uznanymi autorytetami z zakresu ekonomii międzynarodowej.

Zdecydowana większość referatów przedstawionych na tegorocznej konferencji ETSG – zarówno teoretycznych, jak i zawierających badania empiryczne – opierała się na modelach ekonomicznych. Silne sformalizowanie badań jest bowiem od lat cechą głównego nurtu ekonomii. Coraz częściej mówi się wręcz o jej nadmiernym zmatematyzowaniu. Z jednej strony czyni to badania ekonomiczne coraz bardziej zamkniętymi, z drugiej naraża je na zarzut oderwania od rzeczywistości gospodarczej. Takie zarzuty kieruje się zwłaszcza pod adresem teorii opartych na licznych i rygorystycznych założeniach¹. Trudno jednak negować zalety dyscypliny formalnej będącej pochodną ujęć modelowych. Formalizacja badań nie pozwala wszak na mnożenie dygresji i wątków pobocznych, dość częstych w bardziej publicystycznej formie przekazu. Szkoda by też było rezygnować z wykorzystania olbrzymiego postępu technicznego w informatyce, który pozwala przeprowadzać testy empiryczne nawet z wielką liczbą obserwacji. Komputeryzacja nie tylko zwiększyła techniczne możliwości obliczeniowe, lecz także obniżyła koszt uzyskiwania in-

formacji dzięki dostępności internetowych baz danych (inna sprawa, że także dziś badacze słusznie skarżą się na niedostatek danych, zwłaszcza o wysokim stopniu dezagregacji, i ich nieprzystawalność do zmiennych modelowych).

Nie jest możliwa prezentacja wszystkich referatów przyjętych na tegoroczną konferencję ETSG. Zdecydowaną większość z nich przedstawiano na sesjach równoległych, nie dało się więc usłyszeć wszystkich wystąpień. Równocześnie dość zawodne bywa czytanie elektronicznych wersji referatów (dostępnych na stronie internetowej ETSG <http://www.etsg.org> wraz z opracowaniami z poprzednich konferencji oraz bieżącymi informacjami komitetu naukowego ETSG). Wersje elektroniczne często są bowiem odmienne pod względem merytorycznym od przedstawianych na konferencji, gdyż wielu autorów do ostatniej chwili pracuje nad wstępnymi wersjami prac. Dla wielu jest to zresztą główny argument przeciwko publikowaniu referatów w formie książkowej przed konferencjami (dalszym powodem bywa chęć uwzględnienia uwag zainspirowanych dyskusją na forum konferencji lub w kuluarach).

Trudno nawet wymienić wszystkie wątki dyskusji lub wskazać te, które dominowały w tegorocznych prezentacjach. W tej wielkiej liczbie przedstawionych prac znalazły się bowiem analizy łączące różnorodną problematykę. Mnogość wątków była tym większa, że tradycją konferencji jest interdyscyplinarność podejmowanych na nich kwestii. Badania ekonomiczne są często uzupełniane analizami socjologicznymi, politycznymi i prawniczymi.

Nie da się zatem wskazać rozłącznych zbiorów zagadnień będących tematem konferencji. Żaden podział, nawet ten, który stał się podstawą wyodrębnienia sesji równoległych, nie jest ani jedyny możliwy, ani najlepszy. Poniżej przedstawiam więc subiektywny wybór wątków i poglądów, które najbardziej utkwiły mi w pamięci.

W trakcie sesji plenarnych L. Tajoli przedstawiła świat jako sieć powiązań handlowych. P. Antràs omówił teorię wpływu zagranicy na wyniki wyborów politycznych dokonywanych w kraju. H. Raff analizował handel prowadzony przez detalistów oferujących zróżnicowane warunki sprzedaży na rynku międzynarodowym, H. Breilich mówił zaś o handlu usługami, które do niedawna były dobrami niehandlowymi (czyli niebędącymi przedmiotem handlu z zagranicą). Dwa ostatnie wystąpienia dotyczyły podobnej problematyki, w obu przypadkach chodziło bowiem o handel usługami. Jest to względnie nowa problematyka, gdyż międzynarodowa wymiana usług od niedawna jest przedmiotem zainteresowania uczonych. Jednak najbardziej utkwiło mi w pamięci wystąpienie P. Antràs, który – na podstawie teorii wyborów i preferencji społecznych – pokazywał, jakimi instrumentami posługują się politycy, żeby wpływać na wybory obywateli innych państw lub wykorzystywać informacje z zagranicy do realizacji celów politycznych

¹ Zob. np. Blaug (1998, s. 11–34).

w kraju. Szczególnie dużo miejsca P. Antràs poświęcił analizie swoistej reklamy negatywnej, polegającej na zniechęcaniu społeczeństwa do rywali politycznych za pomocą pesymistycznych scenariuszy znanych z zagranicy i opatrywanych komentarzem (jawnym lub – częściej – ukrytym): „tak będzie i u nas, jeśli wygrają moi przeciwnicy”.

Pierwszą spośród specjalnych sesji plenarnych poświęcono prezentacji najnowszego raportu Światowej Organizacji Handlu. Przedstawiająca go M. Jansen podkreśliła, że WTO zajęła się zaniedbywanymi przez nią dotąd problemami. Mówiła o dokonanych przez WTO przededefiniowaniu korzyści z handlu (także usługami) oraz z lokalizacji i organizacji procesów produkcyjnych. Podkreślała znaczenie zamieszczonej w raporcie analizy wpływu wymiany handlowej na podział dochodów. W tym kontekście zwracała uwagę na konieczność przeciwdziałania ubóstwu. Analizowała też główne przyczyny pozostawiania niektórych krajów na marginesie międzynarodowej wymiany towarowej i innych form współpracy gospodarczej. Wszystkie wymienione problemy podejmowane w raporcie WTO zdają się iść w kierunku uczynienia tej organizacji globalną nie tylko z nazwy. Mają też zmienić jej wizerunek, zwłaszcza w krajach słabiej rozwiniętych, z których przynajmniej część widzi w niej klub bogatych realizujący cele bogatych². M. Jansen ogłosiła również, że od 2009 r. Światowa Organizacja Handlu będzie przyznawać nagrodę dla autorów najlepszego referatu przyjętego na konferencję ETSG dotyczącą handlu oraz WTO.

Na następnej specjalnej sesji plenarnej H. Vandebussche wręczyła nagrody ufundowane przez Université Catholique de Louvain (UCL) oraz centrum badawcze LICOS z tego uniwersytetu, przeznaczone dla młodych ekonomistów, których referaty na tegoroczną konferencję ETSG dotyczyły handlu i polityki UE. Nagrodę UCL uzyskali F. Defever i F. Toubal za opracowanie dotyczące produktywności i sposobów działania firm wielonarodowych. Nagrodę LICOS przyznano natomiast E. Besedinie za referat, w którym dokonała syntezy teorii i badań empirycznych dotyczących eksportu oraz produktywności gospodarki ukraińskiej w obliczu endogenicznej polityki handlowej.

Na kolejnym wspólnym posiedzeniu uczestników konferencji L. De Benedictis podsumował dzieje dotychczasowych konferencji ETSG; współau-

torem opracowania na ten temat był D. Castellani – por. Castellani, De Benedictis (2008). Na podstawie materiałów archiwalnych autorzy obliczyli, że dotychczas na konferencje ETSG zgłoszono łącznie aż 2487 referatów. Spośród nich do prezentacji zakwalifikowano prawie 70%, czyli 1728 opracowań. W konferencjach, od początku istnienia ETSG, biorą udział głównie naukowcy z Europy Zachodniej, którzy co roku stanowią około 75% uczestników. Liczba osób przyjeżdżających na konferencje ETSG systematycznie rośnie. O ile na pierwszej z nich, w Rotterdamie w 1999 r., było 74 uczestników, o tyle na dziesiątej, w Warszawie, było ich już ponad 300. Sukcesem organizatorów konferencji jest nie tylko rosnąca liczba uczestników (uważa się, że właśnie osiągnięto granicę możliwości zwiększania ich liczby) oraz wzrost zaangażowania uczonych z Europy Środkowej oraz Stanów Zjednoczonych, lecz także zwiększenie liczby kobiet oraz bardzo młodych pracowników naukowych wygłaszających referaty. Na początku kobiety stanowiły nieznaczny odsetek uczestników, a dziś są autorkami lub współautorkami około 30% referatów. Z kolei doktoranci byli w tym roku autorami 27% referatów.

Dalsze opracowania zaprezentowano już na sesjach równoległych. W tym roku równocześnie odbywały się sześć takich sesji. Sesje równoległe podzielone były na dwanaście tematów związanych – mniej lub bardziej bezpośrednio – z handlem międzynarodowym. Były to: empiryczne badania handlu i gospodarki światowej, wpływ handlu na środowisko, charakterystyka firm uczestniczących w handlu, związki wzrostu gospodarczego i innowacyjności z gospodarką globalną, instytucje i zasady związane z prowadzeniem wymiany, inwestycje zagraniczne i lokalizacja, migracje, outsourcing, polityka handlowa i gospodarcza, teoria i badania empiryczne nad integracją regionalną oraz handel usługami. Podziału tematów między sesje równoległe dokonano według kryteriów rzeczowych, nie zaś geograficznych. Jednak problemy regionalne, zwłaszcza kwestie dotyczące Unii Europejskiej oraz Chin, znalazły się w wielu przedstawionych opracowaniach (o czym piszę dalej).

W tym roku nadspodziewanie dużo było tekstów teoretycznych, dotyczących przede wszystkim ekonomii politycznej handlu i polityki handlowej, a zwłaszcza mierzenia dobrobytu i jego zmian w sytuacji podejmowania współpracy z zagranicą lub wprowadzania instrumentów ochrony rynków krajowych. Było też sporo prezentacji dotyczących empirycznej analizy zjawisk zachodzących w gospodarce światowej. Jednak dominująca liczba opracowań łączyła analizę teoretyczną z empiryczną. Wiele z nich stanowiło modyfikacje wcześniejszych prac z udoskonalonymi modelami, będącymi przedmiotem testowania empirycznego, lub zmienionymi próbami objętymi badaniami.

² Efekty działania WTO byłyby lepsze, gdyby zreformowano i handel międzynarodowy, i jej sposób działania. W WTO decydujący głos mają bowiem kraje uprzemysłowione (14% udziałów i 62% głosów), które realizują swoje interesy kosztem krajów słabiej rozwiniętych (86% udziałów i 38% głosów). WTO wcale nie przeszkadza UE, USA i Japonii subsydiować rolnictwo, które stanowi jedną z nielicznych branż mogących szybko stać się specjalnością eksportową wielu państw słabo rozwiniętych. Równocześnie nawołuje te ostatnie do otwierania gospodarek, co często kończy się wyparciem ich produktów nawet z rynków rodzimych, gdzie nie są one w stanie konkurować z subsydiowanymi produktami z państw uprzemysłowionych. Kraje uprzemysłowione stosują zasadę „róbcie, jak wam mówimy, nie zaś jak sami robimy” (*Do as I tell you, not as I do*) – szerzej zob. Ortiz (2004, s. 283-284) oraz Aslam (2004, s. 291).

Na warszawskiej konferencji dużo mówiono o ekonomii politycznej handlu i protekcjonizmu. Dyskutując na temat – często poruszany w debatach publicznych – utraty miejsc pracy na rzecz zagranicy w następstwie handlu, zwracano uwagę, że taka argumentacja pomija pośredni wpływ wymiany międzynarodowej na zatrudnienie. Import oznacza bowiem zwykle zakup produktów po cenach niższych niż ceny analogicznych dóbr wytworzonych w kraju. Spadek cen skłania natomiast do zwiększania wydatków konsumpcyjnych na inne dobra, w tym krajowe, co w konsekwencji pobudza wzrost zatrudnienia.

Po latach dominacji problematyki handlu wewnątrzgałęziowego do łask wróciły badania wymiany opartej na korzyściach komparatywnych. Analizowano je głównie w odniesieniu do regionów (m.in. w relacji do gospodarek państw Europy Środkowej i Wschodniej). Sporo uwagi poświęcono też zmianom wynagrodzeń czynników produkcji w wyniku otwierania gospodarek. O tej ostatniej kwestii dyskutowano też w kontekście otwartych gospodarek wytwarzających dobra handlowe (stanowiące przedmiot handlu międzynarodowego) oraz dobra niehandlowe.

Ponowne zainteresowanie handlem, którego źródłem są międzynarodowe korzyści komparatywne, nie oznacza, że zrezygnowano z badania wymiany wewnątrzgałęziowej. Było sporo prac nawiązujących do tej tematyki, zwłaszcza w kontekście integracji regionalnej. Pojawiły się np. testy empiryczne modelu grawitacji ze zmiennymi objaśniającymi proporcję eksportu i PKB Polski w okresie jej przystępowania do stref wolnego handlu oraz do unii gospodarczej. Mówiono też o wpływie różnicowania produktów na dobrobyt, a także o mieżeniu różnorodności i jakości dóbr handlowych.

Wiele uwagi poświęcono jedno- i wielostronnej liberalizacji handlu. Analizowano m.in. wpływ barier pozataryfowych na intensywność wymiany towarowej. Przedstawiono mechanizm działania i skutki stosowania nietypowych instrumentów protekcji (np. sztucznego zaniżania stopy oprocentowania kredytu eksportowego). Omówiono również badania empiryczne dotyczące czynników decydujących o zmianach struktury i wielkości zatrudnienia w Polsce w okresie transformacji systemowej, kiedy m.in. otwierano gospodarkę i prowadzono negocjacje akcesyjne z UE.

Dużo uwagi poświęcono związkom handlu i przepływu czynników produkcji (w tym zwłaszcza kapitału bezpośredniego, czyli FDI, oraz pracy). Szczególnie miejsce w rozważaniach dotyczących FDI przypadło lokalizacji firm wielonarodowych (Multinational Enterprises – MNEs). Badania empiryczne, których wyniki przedstawiono na konferencji, potwierdzają, że głównymi powodami inwestowania kapitału bezpośredniego za granicą są chęć wejścia na rynek zagraniczny (poziome MNEs) oraz chęć wykorzystania komparatywnych lub wręcz absolutnych korzyści z lokalizacji (pionowe

MNEs). Niektórzy autorzy badań dotyczących MNEs zwracali uwagę na częste przypadki lokowania produkcji półproduktów blisko miejsca wytwarzania wyrobu finalnego, pomimo wielokrotnie potwierdzanego spadku względnych i absolutnych kosztów transportu (mówiono w tym kontekście o dodatkowych powodach takiego postępowania – np. wykorzystywaniu bliskości kulturowej współpracujących firm). Przedstawiano również empiryczne analizy dotyczące czynników decydujących o kierunkach handlu i FDI. Zauważono ponadto, że po latach dominacji krajów uprzemysłowionych zarówno w handlu (w tym zwłaszcza w dynamicznie rozwijającym się handlu wewnątrzgałęziowym), jak i w przepływie kapitału bezpośredniego pojawiła się teoria pokazująca możliwości udziału państw słabiej rozwiniętych w tych formach współpracy gospodarczej, a także jej potwierdzenie w badaniach empirycznych. Nadzieją dla krajów słabiej rozwiniętych jest międzynarodowa fragmentaryzacja produkcji, a zwłaszcza outsourcing, czyli wykorzystywanie zasobów zewnętrznych oraz zlecanie podmiotom zewnętrznym wykonywania działań niezbędnych do funkcjonowania firmy będącej zleceniodawcą. Outsourcing dotyczy zwykle prac pomocniczych, polegających na produkcji podzespołów do produktu finalnego, lub świadczenia usług (np. ochroniarskich, prawniczych, informatycznych czy księgowych). Zleceniodawcami są zazwyczaj firmy z krajów uprzemysłowionych, wykonawcami zaś wytwórcy lub usługodawcy z krajów słabiej rozwiniętych. Przyczyną dzielenia produkcji na etapy i lokowania ich w różnych krajach jest dążenie do poprawy efektywności (np. przenoszenie pracochłonnych etapów produkcji do państw zasobnych w siłę roboczą obniża koszty produkcji). Korzyści krajów słabiej rozwiniętych z takiej formy współpracy wynikają głównie z tego, że łatwiej jest im zacząć ekspansję eksportową od produkcji pojedynczego podzespołu niż próbować podbić świat od razu wyrobem finalnym (zwłaszcza zaawansowanym technologicznie). Łatwiej jest też wykorzystać doświadczenia produkcyjne firm z krajów wysoko rozwiniętych niż samodzielnie taką wiedzę zdobywać.

Kolejnym tematem znajdującym się w centrum uwagi uczestników warszawskiej konferencji ETSG były migracje, w tym migracje powrotne, oraz związki międzynarodowego przepływu pracowników z handlem. W tym kontekście powróciło od lat zadawane pytanie o to, czy migracje (lub szerzej – przepływy czynników produkcji) i handel międzynarodowy są wobec siebie komplementarne czy substytucyjne. W gospodarkach działających zgodnie z założeniami teorii Heckschera-Ohlina (H-O) podstawą objaśnienia związku między handlem a migracjami jest twierdzenie o wyrównywaniu się cen produktów. Zgodnie z tym twierdzeniem handel i migracje są substytutami. Pracownicy, przenosząc się z kraju zasobnego w pracę do kraju, w którym jej brakuje, powodują bowiem, że względne zasoby czyn-

ników wytwórczych w badanych krajach stają się bardziej podobne, co zmniejsza możliwość prowadzenia handlu międzygałęziowego opartego na korzyściach komparatywnych obu państw (podobne argumenty dotyczą także potencjalnego przepływu innych czynników produkcji). Tymczasem z badań, których wyniki przedstawiono na konferencji ETSG, wynika, że współczesne migracje są nie tyle substytucyjne, ile komplementarne wobec handlu zarówno kraju pochodzenia emigrantów, jak i ich kraju docelowego (wbrew przewidywaniom teorii H-O). Imigranci chętniej bowiem kupują produkty z kraju swego pochodzenia niż wyroby zagraniczne. Robią tak nie tylko z powodów sentymentalnych, lecz także dlatego, że lepiej znają rodzime towary i mają gusty wykształcone przed wyjazdem za granicę. Sprzyja to importowi z kraju pochodzenia do kraju docelowego. Może pojawić się również efekt demonstracji zachowań konsumpcyjnych z kraju macierzystego wśród mieszkańców nowej ojczyzny. Emigranci mają też przewagę informacyjną. Lepiej znają nie tylko produkty, lecz również instytucje, język, kulturę oraz cechy rynków kraju pochodzenia, co dzięki zmniejszeniu kosztów transakcyjnych handlu pomaga w tworzeniu więzi gospodarczych między oboma krajami. Obecność emigrantów wpływa również na wielkość eksportu z ich nowej ojczyzny do kraju pochodzenia dzięki przenoszeniu przez nich wzorców nabytych w nowym miejscu zamieszkania do kraju pochodzenia.

Na konferencji pojawiły się też prezentacje dotyczące innych aspektów przepływu pracowników oraz pozostałych czynników produkcji. Mówiono m.in. o związkach FDI z popytem na siłę roboczą w krajach eksportujących i importujących kapitał. Przedstawiono też interdyscyplinarną analizę społecznej integracji emigrantów.

W zaprezentowanych pracach więcej miejsca niż w poprzednich latach poświęcono firmom uczestniczącym w międzynarodowej współpracy gospodarczej. Ten temat już od jakiegoś czasu zyskuje na znaczeniu. Rośnie również liczba opracowań z tego zakresu prezentowanych na konferencjach. Taka tendencja widoczna jest też w przypadku ETSG. Założenie o heterogeniczności radykalnie zmienia sposób analizy rynków i tworzących je przedsiębiorstw. O ile jeszcze przed kilkoma laty przyjmowano, że wszystkie firmy na rynku są jednakowe (symetryczne), o tyle obecnie mnożą się prace teoretyczne i empiryczne pokazujące zróżnicowanie przedsiębiorstw działających w jednej branży. Kolejnym krokiem w tej analizie jest stwierdzenie, że nie wszystkie firmy z branży, w której wytwarza się produkty sprzedawane za granicę, są eksporterami. W tej sytuacji zasadne jest zbadanie czynników decydujących o różnej pozycji firm w branży i – co za tym idzie – o ich udziale we współpracy z zagranicą. W tym kontekście zwraca się uwagę na różne typy kosztów ponoszonych przez poszczególne firmy i ich związki z możliwościami ekspansji zarów-

no krajowej, jak i międzynarodowej. Prowadzenie mikroekonomicznej analizy postępowania przedsiębiorstw stało się możliwe dzięki coraz łatwiejszemu dostępowi do odpowiednich danych statystycznych. Do niedawna trudno było uzyskać jakiegokolwiek informacje pochodzące z przedsiębiorstw, te zaś, którymi dysponowano, były bardzo fragmentaryczne (ograniczały się np. do danych obowiązkowo ujawnianych przez firmy notowane na giełdach). Także dziś dostępność danych jest ograniczona nawet w krajach najwyżej rozwiniętych i zupełnie niedostateczna w krajach słabiej rozwiniętych.

Na tegorocznej konferencji ETSG dużo miejsca poświęcono niedoskonałościom konkurencji na rynkach międzynarodowych. Trudno się temu dziwić, skoro wiele branż (zwłaszcza przetwórczych, wytwarzających produkty zindywidualizowane) cechuje niedoskonałość konkurencji. Zwracano uwagę nie tylko na związek liczby firm w branży oraz ich siły rynkowej z intensywnością konkurencji, lecz także na związek liczby firm z efektywnością ich działania i szansami na rozwój eksportu. W tym kontekście analizowano m.in. oligopol Cournota.

W wielu pracach z tego zakresu pojawiała się tematyka unijna, choć – jak wspomniałam – nie poświęcono jej osobnej sesji. Podobnie było w przypadku Chin, których ekspansja gospodarcza jest nader istotna dla całej gospodarki światowej. Nie zostały one w ten sposób uhonorowane. Jednak kwestie regionalne, zwłaszcza dotyczące UE i Chin, zajmowały ważne miejsce w wielu prezentacjach właściwie w każdej grupie tematycznej.

O Unii Europejskiej mówiono m.in. w kontekście zmian na jej rynku pracy zachodzących pod wpływem kolejnych akcesji, jak też ekspansji eksportowej Chin. Zwracano przy tym szczególną uwagę na wpływ ekspansji eksportowej Chin na wzrost kwalifikacji pracowników zatrudnionych w branżach tekstylnych w Europie. Pokazywano to zjawisko jako przykład zaostrzenia konkurencji dzięki otwartości gospodarki. Dużo mówiono również o polityce UE. Nie ograniczano się przy tym do wspólnej polityki handlowej. Analizując międzypaństwową współpracę w dziedzinie polityki badawczo-rozwojowej (*research and development*), odwoływano się np. do doświadczeń UE.

Także zagadnienia dotyczące Chin były obecne w wielu wystąpieniach. Mówiono m.in. o konkurencji towarów chińskich w stosunku do dóbr wytwarzanych w Europie Środkowej i Wschodniej. Analizowano napływ FDI do Chin i ich oddziaływanie na efektywność tamtejszej gospodarki. Podkreślano sprzeczność interesów gospodarczych firm oraz władz państw uprzemysłowionych. Władze krajów uprzemysłowionych obawiają się ekonomicznych skutków napływu na ich rynki tanich wyborów z Chin, natomiast główne firmy wielonarodowe z tych krajów przejawiają znaczną aktywność inwestycyjną w gospodarce chińskiej i przyczyniają się do jej dalszej ekspansji (wprowadzają np. nowe tech-

nologie i rozwiązania organizacyjnie, co jest źródłem dodatkowego wzrostu efektywności). Zwracano uwagę, że konsekwencją tego stanu jest redystrybucja dochodów w krajach wysoko rozwiniętych, choć może w nich też następować wzrost dobrobytu netto (dzięki wspomnianym wcześniej pośrednim skutkom wymiany). Badano także regionalną strukturę dochodową różnych regionów Chin, pokazując jej silną zależność od lokalizacji działalności gospodarczej.

Na warszawskiej konferencji pojawiły się też zagadnienia, o których wcześniej tylko sporadycznie dyskutowano na forum ETSG. Nowym tematem był np. udział instytucji we współpracy międzynarodowej. Sformułowano m.in. teorię działania GATT. Mówiono też o skutkach działania WTO. O wiele więcej miejsca niż na wcześniejszych spotkaniach ETSG poświęcono wpływowi kursów walutowych na handel międzynarodowy i przepływ kapitału bezpośredniego.

Kolejną nowością były analizy negatywnych zjawisk (niekiedy o charakterze wręcz przestępczym) związanych z gospodarczą współpracą z zagranicą. Na tegorocznej konferencji pojawiło się ich od razu dość dużo. Mówiono o korupcji towarzyszącej przepływowi kapitału bezpośredniego. Analizowano współczesne formy nielegalnego handlu. Badano zasięg i strukturę pracy zarobkowej nieletnich w krajach afrykańskich. Wspomniano też o niszczących skutkach (zwłaszcza długookresowych) konkurencji za wszelką cenę, prowadzonej między krajami słabo rozwiniętymi. Pokazywano taką wyniszczającą rywalizację jako strategię działania MNEs w krajach słabo rozwiniętych.

Względnie nowym tematem podjętym na warszawskiej konferencji ETSG był wpływ handlu międzynarodowego na środowisko. Przedstawiono wyniki badań dotyczących kontroli emisji gazów cieplarnianych. Mówiono o eksporcie zanieczyszczeń do krajów słabiej rozwiniętych za pośrednictwem FDI. Wspomniano także o wpływie ekspansji gospodarczej, a pośrednio i handlowej, Chin na zanieczyszczenie środowiska.

Konferencje ETSG są każdorazowo organizowane według podobnego schematu. Co roku, w końcu lutego na stronie internetowej stowarzyszenia pojawiają się informacje o terminie i lokalizacji konferencji oraz zaproszenie do przysyłania streszczeń referatów proponowanych na konferencję (zwykle do końca kwietnia).

Streszczenia referatów są recenzowane przez członków międzynarodowego komitetu naukowego ETSG, który tworzą znakomici badacze handlu międzynarodowego z różnych ośrodków akademickich. Są wśród nich m.in. K. Ekholm ze Stockholm School of Economics, R. Falvey z University of Nottingham, J. Francois z Johannes Kepler University Linz, D. Greenaway z University of Nottingham, M. Landesmann z Vienna Institute for International Economic Studies, J. Markusen z University of Colorado i University College Dublin, P. Neary z University of Oxford, H. Vandenbussche z Université Catholique de Louvain, A. Woodland z University of Sydney, I. Wooton z University of Strathclyde oraz M. Zanardi z Université Libre de Bruxelles (ECARES). Informacje o zaakceptowanych referatach umieszczane są na stronie internetowej ETSG w końcu czerwca. Wtedy autorzy mają czas do końca sierpnia na przygotowanie pełnych wersji referatów. Ustalenie tematów sesji równoległych oraz całościowego programu konferencji pozostaje w gestii komitetu naukowego, natomiast uczelnie goszczące konferencje odpowiadają za ich przygotowanie organizacyjne.

W trakcie jednej z przerw obiadowych na każdej konferencji odbywa się spotkanie organizatorów bieżącej i poprzedniej konferencji z komitetem naukowym ETSG oraz organizatorami dwóch następnych konferencji (w Warszawie przedstawiono plany dotyczące przyszłorocznej konferencji, która odbędzie się w Rzymie, oraz konferencji w Lozannie w 2010 r.). Pozwala to na wymianę doświadczeń organizatorów, ustalenie przewidywanej wysokości budżetu konferencji i określenie, z jakimi problemami zetknęli się dotychczasowi organizatorzy.

Warszawska konferencja została zorganizowana przez pracowników naukowych Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego (koordynatorem z ramienia UW był J.J. Michałek) oraz Instytutu Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych Kolegium Gospodarki Światowej Szkoły Głównej Handlowej (koordynator – E. Czarny). W pracach organizacyjnych uczestniczyło ponadto wielu doktorantów i studentów obu uczelni. UW i SGH współfinansowały też przedsięwzięcie. Sponsorami warszawskiej konferencji były bowiem Narodowy Bank Polski, PKO BP SA oraz Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie SA.

Bibliografia

- Aslam A. (2004), *Covering the World Bank*, w: A. Schiffrin, A. Bisat (red.) (2004), *Covering Globalization. A Handbook for Reporters*, Columbia University Press, New York.
- Blaug M. (1998), *Disturbing currents in modern economics*, „Challenge”, Vol. 41, No. 3, s. 11–34.
- Castellani D., De Benedictis L. (2008), *Quantifying ETSG. 10 Years of the European Trade Study Group*, <http://www.etsg.org/ETSG2008/Papers/ETSG10YEARS.pdf>.
- Ortiz I. (2004), *Poverty Reduction*, w: A. Schiffrin, A. Bisat (red.) (2004), *Covering Globalization. A Handbook for Reporters*, Columbia University Press, New York.

Roman Frydman, Michael D. Goldberg, *Imperfect Knowledge Economics. Exchange Rates and Risk*

Review of the book by Roman Frydman, Michael D. Goldberg, *Imperfect Knowledge Economics. Exchange Rates and Risk*

Princeton University Press, Princeton, Oxford 2007

Marek Garbicz*

W nauce mody przychodzą i odchodzą. Jednak hipoteza racjonalnych oczekiwań (*rational expectations hypothesis* – REH) trzyma się mocno od lat, stanowiąc jeden z głównych elementów współczesnej makroekonomii, a przynajmniej jej głównego nurtu. Mimo to krytyka powoli narasta i recenzowana książka jest kolejnym krytycznym głosem w dyskusji na temat metodologicznej poprawności tej hipotezy. Co więcej, Autorzy książki podjęli próbę zaprezentowania nowego pomysłu metodologicznego, alternatywnego względem REH.

Czym jest hipoteza racjonalnych oczekiwań? Wydaje się trochę zaskakujące, ale mamy problem z precyzyjnym zdefiniowaniem tej idei. Ogólnie rzecz biorąc REH zakłada, że ludzie, dokonując przewidywań, dążą do zminimalizowania błędów prognozy, w granicach wyznaczonych przez własne ograniczenia informacyjne i intelektualne. Nie oznacza to bezbłędnej prognozy, gdyż formowanie się oczekiwań w sposób racjonalny wymaga, by podmioty ekonomiczne dysponowały pełną wiedzą na temat zależności istniejących w gospodarce, znały „prawdziwy” model gospodarki narodowej i jej parametry strukturalne. Ponieważ wspomniane wyżej zależności nie mają z reguły charakteru deterministycz-

nego, w praktyce model gospodarki może być znany jedynie w sensie probabilistycznym.

W literaturze spotykamy jednak dwie interpretacje REH.

1. Jeśli przyjmie się zerowe koszty gromadzenia i przetwarzania informacji, to wówczas kompletna wiedza podmiotów o gospodarce jest logicznym wnioskiem. Mamy wtedy silną wersję hipotezy racjonalnych oczekiwań. Ta silna wersja hipotezy postuluje, że subiektywne oczekiwania podmiotów co do wartości zmiennej są zbieżne z obiektywnymi oczekiwaniami wynikającymi z pełnej wiedzy o gospodarce. Jednocześnie, skoro zakładamy brak systematycznych błędów w przewidywaniach, to wartość oczekiwana błędu prognozy wynosi zero. Błąd prognozy w takim przypadku jest wynikiem odchylenia się obserwowanych wartości zmiennej losowej od jej wartości oczekiwanej.

2. Słabą wersję hipotezy otrzymamy, jeśli odrzucimy założenie o zerowych kosztach informacji. W takiej sytuacji pełna wiedza o gospodarce nie jest możliwa, podmioty zmuszone są do kosztownego uczenia się, a proces ten może być czasochłonny. Czasami będą więc podejmować błędne decyzje wskutek niepełnej znajomości modelu gospodarki. Nie oznacza to bynajmniej, że podmioty działają tu w sposób nieracjonalny. Groma-

* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Katedra Teorii Systemu Rynkowego;
e-mail: mgarbi@sgh.waw.pl

dząc informacje o gospodarce, podmioty ponoszą koszty, które polegają na konieczności wydzielenia pewnych zasobów, rzeczowych i ludzkich, pozwalających na zdobycie oraz przetworzenie informacji. W odniesieniu do tej działalności stosuje się rachunek optymalizacyjny, który sprowadza się do porównania krańcowych korzyści z dodatkowej porcji informacji z krańcowym kosztem jej pozyskania. Jest to racjonalna (optymalna) strategia w świecie z kosztowną informacją.

Różnica między słabą a silną wersją omawianej hipotezy oczekiwań nie polega na tym, że w wersji silnej uznajemy podmioty za bardziej, a w wersji słabej – za mniej racjonalne w działaniu, ale na realizmie założeń co do otoczenia informacyjnego. Kłopot z tym, że standardowo współczesna makroekonomia niemal zawsze odwołuje się do mało realistycznej, silnej wersji REH, w której podmioty dysponują pełną wiedzą o gospodarce, z dokładnością do addytywnego składnika losowego (zaburzającego). W praktyce modelowania odwołujemy się więc do świata, w którym podmioty dysponują zdolnościami do budowania doskonałych prognoz (*perfect foresight* w sensie wartości oczekiwanej). W takim świecie polityka monetarna może być nieskuteczna (słynny, ale dyskusyjny wniosek T. Sargenta i N. Wallace'a), a także może pojawić się brak wiarygodności polityki gospodarczej w wyniku niespójności w czasie (model F. Kylanda i E. Prescottta).

Głosem w dyskusji na temat metodologicznych wartości hipotezy racjonalnych oczekiwań, a także jej możliwości prognostycznych jest książka Romana Frydmana i Michaela D. Goldberga. Czy jest to próba udana i co nowego wnosi ona do naszej obecnej wiedzy na ten temat? Czytelnik ma tu trochę mieszane uczucia. Najlepszą częścią książki jest bowiem wprowadzenie, autorstwa Edmunda Phelps'a, laureata nagrody Nobla z ekonomii z 2006 r. We wprowadzeniu tym pokazano spory wokół teorii równowagi oraz koncepcji racjonalnych oczekiwań na szerokim tle ewolucji całej makroekonomii. E. Phelps prezentuje, co prawda, dość entuzjastyczną ocenę pracy Frydmana i Goldberga, ale ma to chyba nieco kurtuazyjny charakter. Phelps podziela oczywiście poglądy obu Autorów na brak realizmu teorii racjonalnych oczekiwań; także jego wcześniejsze publikacje wskazują na krytyczny stosunek do REH. W 1983 r. E. Phelps wspólnie z R. Frydmanem wydali i opatrzyli wstępem zbiór tekstów pt. *Individual Forecasting and Aggregate Outcomes. „Rational Expectations” Examined* z konferencji w Nowym Jorku w końcu 1981 r. na temat *Expectations Formation and Economic Disequilibrium* (Frydman, Phelps 1983). W zbiorze znalazło się także kilka tekstów obu Autorów, podważających uniwersalność dogmatu racjonalnych oczekiwań. Zdaniem R. Frydmana publikacja tej książki spowodowała niemal bojkot naukowy i blokadę publikacji jego autorstwa na temat REH (por. Frydman 2008). Tak silny był opór środowiska naukowego i tak mocną pozycję mieli zwo-

lennicy teorii racjonalnych oczekiwań. Z pewnością E. Phelps wziął te okoliczności pod uwagę, promując publikację, z której podstawowymi tezami sympatyzował i do prezentacji których zachęcał obu Autorów.

Książka podzielona jest na trzy części, z których pierwsza zawiera główne krytyczne oceny teorii racjonalnych oczekiwań i modeli budowanych przy wykorzystaniu REH oraz założenia nowego pomysłu metodologicznego, mającego w pewnym stopniu zastąpić REH. Jest to bardzo ambitne zadanie, ale R. Frydman jest świadomy, że jedynie nowa, alternatywna propozycja naukowa – a nie sama krytyka dotychczasowych założeń makroekonomii – może podważyć dominację szkoły racjonalnych oczekiwań w ekonomii.

Choć Autorzy książki nie piszą tego wprost, ich atak na pozycję REH dotyczy wyłącznie silnej wersji tej hipotezy. Słaba wersja hipotezy racjonalnych oczekiwań jest odporna na krytykę Frydmana i Goldberga. Warto to zauważyć, by nawet dzieląc argumentację Autorów książki w odniesieniu do skrajnej wersji, nie wylewać dziecka z kąpielą, ignorując trafne intuicje REH. Autorzy dość łatwo wykazują słabości hipotezy i wewnętrzną sprzeczność jej założeń metodologicznych odwołując się do argumentu o niepełnej informacji, z jaką mają do czynienia podmioty gospodarcze podejmujące decyzje. Z grubsza ich argumentacja jest następująca. Albo jest tak, że żyjemy w świecie statycznym, o powtarzalnym rytmie gospodarczym, gdzie dominuje rutyna typowych transakcji i wtedy wszystkie podmioty dość szybko uczą się reguł gry, rozumiejąc w pełni sens gospodarczych procesów. A jeśli coś odmienia codzienną rutynę, to najwyżej jakieś zewnętrzne zaburzenia i wstrząsy, jak nieoczekiwane zmiany pogody, nieurodzaje czy inne kłęski żywiołowe, po których system wraca do poprzedniej równowagi. W takim świecie oczekiwania poszczególnych podmiotów co do zachowań innych aktorów gry ekonomicznej mogą być bardzo ujednoczone i wspólne. Idea racjonalnych oczekiwań w wersji *perfect foresight* jest wówczas sensownym opisem sposobu formowania się oczekiwań podmiotów. Ale w dynamicznej, współczesnej gospodarce z typową dla niej falą innowacji produktowych, technologicznych i organizacyjnych (instytucjonalnych), z szybkim postępem technicznym i dużą kreatywnością podmiotów jest wysoce wątpliwe, by podmioty te miały nie tylko zdolność do trafnego (w sensie probabilistycznym) opisu szybko zmiennej rzeczywistości ekonomicznej, ale także zdolność jednakowego formułowania swych oczekiwań. Rzeczywiście, można się tu uciec do zdroworoządkowego argumentu: nie jest możliwe na podstawie znajomości wcześniejszych reguł i stanu rzeczy wnioskowanie o przyszłych innowacjach i odkryciach technicznych czy naukowych. Wyniki działalności twórczej nie dają się w pełni wywieść z istniejących procedur. Jednocześnie Autorzy zwracają uwagę (za F. Hayekiem) na rozproszenie i podział wiedzy pomiędzy poszczególnych aktorów. Żaden podmiot

nie dysponuje pełnią wiedzy i wszyscy działają w innej sytuacji informacyjnej. Stanowi to dodatkowy powód, by spodziewać się, że w tych warunkach oczekiwania będą formowane na podstawie różnych kryteriów i preferencji oraz będą podlegać odmiennym ograniczeniom, co wyklucza jedną, wspólną strategię przewidywań. Nowoczesna gospodarka wymaga zatem innego podejścia, bo jest dynamiczna i innowacyjna, a źródła niepewności mają charakter endogeniczny.

Jako czytelnik sympatyzuję z tą interpretacją, ale jednocześnie jestem nieco rozczarowany prowadzonymi rozważaniami. Ta *stricte* teoretyczna i metodologiczna część wywodów Autorów jest dość ogólnikowa i mało pogłębiona, nawet jeśli porównać ją z wcześniejszymi tekstami R. Frydmana. Autorzy w kółko używają kilku tych samych argumentów, a nawet ciągle powtarzają te same sformułowania. Jest to nużące. Przede wszystkim jednak krytyka jest dość jednostronna. Nie uwzględnia ona w dostatecznym stopniu pewnej ewolucji poglądów i rozwoju samej koncepcji REH, która od pewnego czasu nie postuluje wprost założenia *perfect foresight* ani nie wymaga, by świat był zaludniony przez doskonale poinformowane i superracjonalne podmioty. Nie rezygnując z idei racjonalnych oczekiwań i uwzględniając mechanizm uczenia się niedoskonałych podmiotów, zwolennicy teorii racjonalnych oczekiwań mogą uniknąć zarzutów o wewnętrzną sprzeczność własnych założeń i sprzeczność z empiryczną obserwacją, o ile procesy uczenia zapewniają zbieżność zachowań podmiotów do stanów równowagi właściwych dla REH. Ignorując te aspekty współczesnej teorii racjonalnych oczekiwań Autorzy książki nieco „ustawiają” sobie przeciwnika. Główne pytanie polega przecież na tym, czy i na ile te nowe, słabsze założenia REH czynią dotychczasową krytykę bezprzedmiotową. Warto byłoby na to pytanie odpowiedzieć.

Słabość rozumowania Autorów ujawnia się także w innym obszarze. Wielka kariera REH po części była rezultatem rozsądnego, wydawało się, postulatu wsparcia makroekonomii na solidnych podstawach mikroekonomicznych. Z zachowań indywidualnych podmiotów, maksymalizujących użyteczność (lub podobnie definiowane kryterium), miały wynikać zachowania zbiorowości. Modele makroekonomiczne, które nie spełniały tego warunku, były kwalifikowane jako nienaukowe. Tyle tylko, że podstawy mikroekonomiczne można postrzegać indywidualistycznie, tj. jako żądanie, by zjawiska makroekonomiczne stanowiły sumę zachowań indywidualnych. Do tego prowadzi *de facto* powszechnie uznawana koncepcja reprezentatywnego podmiotu, a więc wizja gospodarki jako zbiorowiska izolowanych Robinsonów. W świecie, w którym Robinsonowie należą do niezwyklej rzadkości, głównym elementem analizy ekonomicznej musi być zjawisko współdziałania ludzi. Przesuwa to punkt ciężkości rozważań z kwestii optymalizacji pojedynczych podmiotów (co dziś stanowi centrum za-

interesowań mikroekonomii) na sposób, w jaki działania jednostek splatają się ze sobą. Dokładnie w tym punkcie przebiega bowiem granica pomiędzy analizą ściśle mikroekonomiczną (pojedynczy aktor) a opisem makroekonomicznym. Dla krytyki teorii racjonalnych oczekiwań jest to punkt istotny. Jeśli bowiem rozumowanie to jest poprawne, to w wymiarze mikroekonomicznym źródła niepewności i niedoskonałych przewidywań tkwią nie tylko w postawach i motywach poszczególnych jednostek, ale przede wszystkim w sposobach współdziałania między strategicznie zachowującymi się podmiotami. Endogenicznie uwarunkowane zmienność, innowacyjność i nieprzewidywalność gospodarki mają źródło właśnie w kształtowaniu się nowych formuł koordynacji. Tymczasem krytykując założenia REH, Autorzy książki wydają się milcząco akceptować indywidualistyczne podejście, typowe dla zwolenników REH. Czynnikiem, który nieco usprawiedliwia dość powierzchowną krytykę teorii racjonalnych oczekiwań przez Autorów książki, jest fakt, że ich głównym deklarowanym celem nie jest sama krytyka REH, ale własna propozycja modelowania procesów makroekonomicznych.

Autorzy wysuwają dwa zarzuty pod adresem modeli ekonomicznych wykorzystujących hipotezę racjonalnych oczekiwań.

Po pierwsze, konstruktorzy tych modeli oczekują ścisłych i precyzyjnych prognoz makroekonomicznych, a nawet czynią z tej własności sprawdzian naukowości tych modeli. Budowa modeli musi więc zakładać możliwość pełnego wyspecyfikowania wszelkich zależności między decyzjami mikropodmiotów a wynikami na poziomie agregatów oraz ścisłego określenia mechanizmów zmian tych zależności w czasie. Z kolei Frydman i Goldberg sądzą, że nierealistyczna jest nadzieja, iż model *can be put on the computer and run*, produkując precyzyjne prognozy. Argumentują, że nawet jeśli model trafnie odzwierciedla zależności w jakimś okresie, to z reguły w okresie następnym nie jest to prawdą, bo zależności między zmiennymi podlegają nieprzewidywalnym zmianom. W pewnym sensie modele tak konstruowane nie są uniwersalne, ale historycznie zmienne.

Po drugie, zdaniem krytyków modele REH zakładają bardzo wąskie rozumienie niepewności i niedoskonałej informacji. Zazwyczaj realizuje się to poprzez dodanie do zmiennych składnika losowego, o znanej charakterystyce zmian rozkładu losowego w czasie. Wielu ekonomistów sądzi, że ten składnik losowy dobrze wyraża niepewność towarzyszącą decyzjom indywidualnych podmiotów i pozwala modelować ewolucję wielkości agregatowych w czasie. Taki zabieg jedynie pozornie chwyta efekt niepewności, powoduje bowiem, że model nie uwzględnia jednak zjawisk kreatywności, innowacji, jakościowej zmiany i wszelkich nieprzewidywalnych zdarzeń w otoczeniu społecznym. Przy pomocy T. Sargenta R. Frydmanowi i M. Goldbergowi udało się nawet „przyszpilić” czołowych zwolenników REH, R. Lu-

casa i E. Prescottta. W jednym z wywiadów Sargent ujawnił, że uznali oni, iż tradycyjne testy (oparte na maksymalizacji funkcji wiarygodności) weryfikujące modele REH „odrzucają za dużo dobrych modeli”. W zamian zaczęto więc odwoływać się do metody kalibrowania modeli REH, co sam Sargent uznał za obniżenie standardów i metodę kłopotliwą, gdyż dopuszczającą wykorzystanie wyników estymacji parametrów uzyskanych w modelach niestosujących założeń REH czy wręcz je odrzucających. Wszystko to wskazuje, że nawet główni propagatorzy teorii racjonalnych oczekiwań dostrzegają pewne słabości tego podejścia.

Co w zamian proponują Frydman i Goldberg? Idea polega na wykorzystaniu modeli ekonomii niedoskonałej wiedzy (Imperfect Knowledge Economics – IKE). Jest to dość luźny koncept, obejmujący trzy główne postulaty. Po pierwsze, ponieważ zdaniem obu Autorów nie jest możliwe zbudowanie w pełni wyspecyfikowanych modeli formalnych, musimy modelować zmiany w sposób częściowo rozmyty. Oznacza to możliwość uzyskiwania jakościowych prognoz poprzez nałożenie na równania modelu pewnych ograniczeń, np. wyznaczających dopuszczalne odchylenia wartości zmiennych czy kierunków zależności między zmiennymi. Precyzja prognoz jest wówczas pozornie niższa, ale dewizą Frydmana i Goldberga jest teza przypisywana Keynesowi *it is better to be roughly right than precisely wrong*. Po drugie, charakter zależności w modelach IKE może zmieniać się w czasie. Jest to istotne *novum*, ponieważ tradycyjnie struktura modelu jest stała w czasie. W modelach IKE dopuszcza się częściową zmianę zbioru zmiennych objaśniających w długim okresie. Po trzecie, modele IKE uwzględniają potencjalną niestabilność w czasie indywidualnych strategii budowania oczekiwań. Jednak także w tym przypadku przyjmuje się, że rewizja strategii jest umiarkowana (konserwatywna) ze względu na narzucone jakościowe ograniczenia.

Zaproponowane nowe podejście, wykorzystujące modele IKE, zostało następnie zastosowane do modelowania kursów walutowych i rynków aktywów finansowych. Jednak wcześniej poprzedziły je obszernie (cała druga część książki) rozważania i analizy empiryczne, wykazujące, że współczesne podejścia bazujące na teorii racjonalnych oczekiwań kompletnie zawiodą w wyjaśnianiu zachowań rynków finansowych. Autorzy nieco ironicznie zauważają, że choć cechy rynków finansowych dokładnie odpowiadają charakterystyce rynków, dla których skonstruowano współczesne modele analizy ekonomicznej, i można by oczekiwać, że właśnie dla tych rynków modele teoretyczne okażą się najbardziej przydatne – jest właśnie na odwrót. Modele te, wykorzystując hipotezę racjonalnych oczekiwań i postulujące zależność zmian kursowych od czynników fundamentalnych, nie są w stanie wyjaśnić empirycznych prawidłowości rządzących zmianami kursów walutowych i stóp zwrotu na rynkach walutowych

w krótkim i średnim okresie. Średniookresowe dynamiki kursów walutowych w postaci silnych odchyień od parytetu siły nabywczej i częściowe nawroty w zmianach kursowych wydają się determinowane przez czynniki odmienne od makroekonomicznych fundamentów. Możliwe są trzy tradycyjne wyjaśnienia zagadki. Część ekonomistów skłania się do wniosku, że w średnim i krótkim okresie zmiany kursów walutowych nie są po prostu skorelowane z makroekonomicznymi fundamentami, w przeciwieństwie do okresu długiego. Inne wyjaśnienie ucieka się do argumentu o nieracjonalności podmiotów ekonomicznych. Jest to kuszące, zwłaszcza gdy badane relacje między stopą *forward* a przyszłymi zmianami kursu walutowego mają charakter anomalii. Bardzo popularne jest także wyjaśnienie obserwowanej dynamiki zjawiskiem bąbli spekulacyjnych. Zdaniem Frydmana i Goldberga wszystkie te wyjaśnienia są kłopotliwe z merytorycznego punktu widzenia. Teza o nieistotności czynników fundamentalnych stoi w jawnej sprzeczności ze zgrupowaną dotychczas wiedzą w dziedzinie globalnej makroekonomii. Z kolei powoływanie się na motyw irracjonalności w zachowaniach podmiotów ekonomicznych jest w gruncie rzeczy kapitulacją teorii, osłoniętą jedynie odwołaniem się do podejść behawioralnych. Nawet modele rozwoju bąbli spekulacyjnych są oceniane krytycznie, jako postulujące zunifikowany i w pełni wyspecyfikowany mechanizm powstawania oczekiwań, w tym przypadku w odniesieniu do składnika spekulacyjnego.

Z formalnego punktu widzenia modele IKE wykorzystane do opisu zmian kursów walutowych spisują się lepiej niż tradycyjne modele wykorzystujące REH. Autorzy książki przedstawiają odpowiednie argumenty empiryczne i historyczne. Zaproponowane konkretne modele IKE mają także kilka ciekawych i nowatorskich cech. Głównym pomysłem jest odwołanie się do ekonomii behawioralnej przy konstrukcji ograniczeń nakładanych na równania modelu. Przypomnijmy bowiem, że cechą modeli IKE jest jedynie częściowa specyfikacja zależności między zmiennymi, zakładająca wielość potencjalnych ścieżek dynamiki. Potrzebne są jednak pewne ograniczenia struktury modelu, by zmniejszyć rozmycie prognoz. W celu wygenerowania tych ograniczeń Frydman i Goldberg wykorzystali zmodyfikowaną przez siebie teorię perspektywy D. Kahnemana i A. Tversky'ego. Pozwoliło im to na zaproponowanie bardziej realistycznej funkcji użyteczności graczy na rynkach walutowych, wyznaczającej zarazem możliwe pole zmian w zachowaniach graczy. Konstruktorzy modelu zakładają jednocześnie, że w określonych warunkach zarówno struktura modelu (zbiór zmiennych), jak i mechanizm tworzenia oczekiwań mogą się zmienić. Dzięki temu modele zyskują sporą elastyczność i są odporne na zarzut, że nie biorą pod uwagę innowacji, zmienności i dynamicznego wymiaru gospodarki.

Niestety, potencjalnie silne strony nowego podejścia są także jego obciążeniem. Dwie kwestie budzą największe wątpliwości.

Po pierwsze, elastyczność modeli IKE uzyskuje się za dość wysoką cenę. Zakładając, że struktura modelu może ewoluować lub następuje jakościowe przesunięcie w zbiorze strategii oczekiwań, warto postawić pytania o mechanizmy tych zmian. Niestety, tego typu zmiany wprowadzane są do modelu w niejasny sposób. Pozornie ma to charakter endogeniczny; w praktyce Autorzy nie potrafią ani określić czasu, ani sprecyzować warunków wyzwających te zmiany, odsyłając Czytelnika do bliżej nieokreślonego społecznego kontekstu odpowiedzialnego za strukturalne przesunięcia.

Po drugie, wskazana wyżej słabość modelowania rodzi wrażenie lub podejrzenie, że dobre dopasowanie wyników modelu do rzeczywistości empirycznej do-

konuje się niejako *ex post*, a model nie jest bynajmniej dobrym narzędziem prognostycznym. Kiedy bowiem rzeczywistość empiryczna się zmienia, to „ręcznie” interweniujemy w konstrukcję modelu. W sensie zrozumienia pewnych mechanizmów gospodarczych nie jest to problem, ale z pewnością rozczarowuje to tych, którzy chcieliby – na podstawie modeli ekonomicznych – przewidywać rozwój wydarzeń. Prawdopodobnie sam Frydman nie jest tym bardzo zmartwiony, wykazując duży sceptycyzm co do możliwości dostarczania przez ekonomię dobrych prognoz. Daje temu wyraz w jednym z wywiadów. Większość ekonomistów dostrzegłaby w tym zapewne pewną słabość i niedojrzałość proponowanego podejścia.

Bibliografia

- Frydman R., Phelps E. (red.) (1983), *Individual Forecasting and Aggregate Outcomes. Rational Expectations' Examined*, Cambridge University Press, Nowy Jork.
- Frydman R. (2008), *Ekonomia niepewności*, wywiad J. Żakowskiego z R. Frydmanem, „Polityka”, 8 marca, dodatek „Niezbędnik Inteligenta”, s. 3–9.

Miroslav Beblavý, *Monetary Policy in Central Europe*

Review of the book by Miroslav Beblavý, *Monetary Policy in Central Europe*

Routledge International Studies in Money and Banking, London, New York 2007

*Wiesława Przybylska-Kapuścińska**

1. Wstęp

Dotychczas w Polsce ukazało się wiele pozycji traktujących o polityce pieniężnej ogólnie lub o jej wybranych aspektach. Na rynku dostępne są również książki, których autorzy podjęli trud scharakteryzowania i oceny polityki monetarnej w wybranych krajach postkomunistycznych, kładąc nacisk szczególnie charakter tej polityki w okresie transformacji i wyzwania stojące przed bankierami centralnymi¹. Niemniej jednak anglojęzyczne opracowanie autorstwa Miroslava Beblavý'ego, *Monetary Policy in Central Europe*, stanowi ciekawe uzupełnienie dostępnej literatury, tym bardziej że skierowane jest do szerszego grona odbiorców.

Recenzja składa się z pięciu części. W pierwszej kolejności dokonano ogólnej charakterystyki książki. Następnie przedstawiono jej konstrukcję i zawartość merytoryczną. W czwartej części uwypuklono zalety pracy,

a w kolejnej zaprezentowano uwagi natury polemicznej, które nasunęły się w trakcie lektury. Recenzję zamyka podsumowanie najważniejszych ustaleń.

2. Ogólna charakterystyka książki

Monetary Policy in Central Europe to pozycja skierowana, zdaniem wydawcy, do studentów ekonomii, praktyków, a także innych osób, które zainteresowane są zmianami w sferze gospodarczej w krajach europejskich. Praca nie jest z pewnością podręcznikiem, dzięki któremu Czytelnicy mogą zdobywać wiedzę czy kształtować umiejętności w określonej dziedzinie badawczej. Ma raczej charakter monografii, w której zebrano i kompleksowo omówiono zagadnienia z obszaru polityki pieniężnej wybranych gospodarek, odwołując się do dorobku współczesnej teorii makroekonomicznej.

Autor przedstawił ewolucję polityki pieniężnej czterech krajów Europy Środkowej w okresie transformacji: Czech, Polski, Słowacji i Węgier. Jego celem była odpowiedź na pytanie, w jaki sposób i dlaczego, gospodarkom tym, w przeciwieństwie do wielu innych *emerging markets*, udało się sprostać wyzwaniom związanym z przeje-

* Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Katedra Teorii Pieniądza i Polityki Pieniężnej; e-mail: w.kapuscinska@ae.poznan.pl.

¹ Przykłady to prace: R. Kokoszcyńskiego (2004), przedstawiająca politykę pieniężną NBP w okresie transformacji, J. Pietruchy (2008), w której zbadano szeroką grupę krajów transformacji systemowej, oraz W. Przybylskiej-Kapuścińskiej (2007), omawiająca politykę pieniężną w krajach UE-8 od początku transformacji do 2006 r.

ściem od gospodarki centralnej do rynkowej w warunkach wzrastającej globalizacji rynku finansowego oraz dóbr i usług. Książka ma pomóc w zrozumieniu polityki monetarnej, jej uwarunkowań i rezultatów w badanych krajach w okresie transformacji, a także skonfrontować wyniki badań empirycznych z teorią dotyczącą polityki pieniężnej w małych gospodarkach o dużym stopniu otwartości i średnim poziomie zamożności.

Mysłą przewodnią rozważań jest stwierdzenie (s. 1), że debata na temat polityki pieniężnej i ram tej polityki w rozwijających się gospodarkach rynkowych powinna się koncentrować na najlepszych sposobach ograniczenia dyskrecjonalności polityki monetarnej („*what is the best way to constrain discretion over monetary policy*”). Szukając sposobów na ograniczenie dowolności działań banków centralnych, Autor rozważa trzy główne wątki, wpisując je w szerszy kontekst rozważań o polityce pieniężnej i wynikach gospodarek w badanym okresie (s. 1-2):

- Czy niezależność banku centralnego jest wystarczającym ograniczeniem dyskrecjonalnych działań, a jeśli nie, to jak ma się do innych ograniczeń?
- Jakie są koszty, konsekwencje i efektywność reżimu kursowego jako ograniczenia narzuconego polityce pieniężnej?
- Jakie doświadczenia mają badane kraje w realizacji celów wewnętrznych (monetarnych i inflacyjnych)?

Wybrane kraje Europy Środkowej tylko pozornie są jednorodną grupą badawczą. Autor wykazuje to za pomocą pogłębionych studiów przypadków. Jednocześnie oprócz analizy pojedynczych przypadków – tam, gdzie to konieczne – znaczna część książki ma charakter syntetyczny, a uwaga Autora skupia się na problemie, nie na kraju. Niekiedy Autor rezygnuje z syntetycznego przedstawiania sytuacji, co ma związek z różnorodnością badanych państw oraz długim okresem badawczym, w którym zachodziły skokowe zmiany w gospodarce i polityce krajów objętych analizą. W tych sytuacjach Autor dokonuje obszernego podsumowania przedstawionych zagadnień.

Zakres czasowy pracy obejmuje właściwie lata 1993–2001. Niekiedy Autor odnosi się do sytuacji sprzed roku 1993 r. – przede wszystkim tam, gdzie jego zdaniem należało wskazać na uwarunkowania procesu transformacji. W ostatnim rozdziale pracy, zatytułowanym „Epilog: na drodze do strefy euro”, analizowana jest jednak sytuacja badanych gospodarek w latach 2002–2006. Część ta miała zapewne stanowić uaktualnienie treści zawartych w poprzednich rozdziałach książki. Należy jednak zaznaczyć, że ze względu na podstawowy okres badawczy – tj. lata 1993–2001 – oraz zmiany, które zaszły od jego zakończenia w polityce pieniężnej w badanych krajach, na omawianą pozycję należy patrzeć jako na analizę historyczną. Jeśli chodzi o zakres czasowy książki, to recenzentka ma więcej uwag, które zostaną sformułowane w czwartej części recenzji.

3. Konstrukcja i zawartość merytoryczna książki

Książka podzielona jest na osiem rozdziałów, z których każdy zawiera odrębny zestaw zagadnień, prowadzących Autora do odpowiedzi na podstawowe pytanie – w jaki sposób polityka monetarna w krajach transformujących się może zostać ograniczona, by nie stanowiła dyskrecjonalnych (czy nawet przypadkowych) wyborów władz monetarnych.

W pierwszym rozdziale Autor dokonał szerokiego przeglądu literatury z zakresu teorii polityki monetarnej i makroekonomii. Przedstawił dorobek współczesnej ekonomii na temat ram polityki pieniężnej i jej celów, niezależności banku centralnego, celów wewnętrznych polityki pieniężnej i polityki kursowej. Autor skupił się na tych aspektach polityki, które dotyczą małych gospodarek otwartych. Ograniczył komentarze dotyczące niektórych z nich, gdyż w kolejnych częściach były one przedmiotem głębszej analizy.

Drugi rozdział zawiera przegląd sytuacji gospodarczej w badanych gospodarkach od początku okresu transformacji do 2001 r. Autor opisał również pokrótce warunki, w jakich Czechosłowacja, Polska i Węgry rozpoczynały transformację. Choć nacisk położony jest na rezultaty polityki pieniężnej, część ta zawiera także odniesienia do sytuacji politycznej w badanych krajach.

W trzecim rozdziale Autor przedstawił mechanizm transmisji polityki pieniężnej, konstruując dla każdego z krajów model VAR. Według Autora poznanie mechanizmu transmisji miało pomóc w zrozumieniu, jak i przy jakich ograniczeniach prowadzona była polityka monetarna w badanych krajach. Zdaniem recenzentki ta część pracy nie wnosi jednak wiele do głównego nurtu rozważań; kwestie te zostaną omówione dokładnie w czwartej części recenzji.

Następne części pracy: rozdziały od czwartego do szóstego, stanowią *clou* rozważań Autora. Prezentuje on w nich trzy podstawowe czynniki, które mogą ograniczać dyskrecjonalność władz monetarnych: niezależność banku centralnego, reżim kursowy i ograniczenia w postaci narzuconych celów wewnętrznych. Wyniki rozważań zostały podsumowane w siódmym rozdziale pracy.

Jak już nadmieniono, ostatni rozdział pracy wychodzi poza podstawowy okres badawczy. Dokonano w nim próby podsumowania perspektywy analizowanych gospodarek, związanych z wypełnieniem kryteriów z Maastricht i przyjęciem euro. Autor podkreśla w nim, że wychodzi poza dotychczasowy zakres analizy, której wyniki nadal są jednak aktualne. Zdaniem recenzentki ten krótki epilog nie wpisuje się jednak w główny nurt rozważań.

Podsumowując, należy podkreślić, że struktura książki jest relatywnie spójna i konsekwentna. Autor prowadzi Czytelnika od rozważań teoretycznych skupionych wokół poruszanych zagadnień, poprzez zarys

sytuacji gospodarczej, która także stanowi doskonałe tło dalszych rozważań, do trzech głównych wątków analizy, po czym obszernie podsumowuje swoje myśli. Dobry obraz całości psują jednak rozdział trzeci i epilog.

4. Zalety książki

Recenzowana pozycja stanowi obszerne studium polityki monetarnej w czterech gospodarkach, co prawda ograniczone do 2001 r. Książka napisana jest przystępnym językiem, Autor sięga do wielu ciekawych przykładów (np. wyjaśniając przypadki zmian prezesów banków centralnych w badanych krajach), a rozważania uzupełnia danymi statystycznymi, potwierdzającymi jego wywody. Przedstawiona analiza ma nie tylko charakter jakościowy. Autor wielokrotnie sięga również do metod ilościowych (także poza kwestionowanym przez recenzentkę rozdziałem trzecim). Czytając książkę, nie sposób zapomnieć, jaki jest główny motyw rozważań. Analiza dwóch z trzech podstawowych ograniczeń polityki została przeprowadzona rzetelnie. W przypadku niezależności wyliczono wskaźniki niezależności prawnej i omówiono ich niedoskonałości (rozdział czwarty). Autor podjął przy tym próbę krytycznej oceny mierników niezależności, wskazując na wielowymiarowość i niejednoznaczność aspektów niezależności. Ze względu na ich niejednoznaczność, Autor przedstawił także analizę niezależności banków centralnych badanych krajów przez pryzmat zapisów konstytucyjnych oraz procedury powoływania i odwoływania członków komitetów monetarnych. Podał też wiele przykładów nacisków politycznych na zmianę prezesa banku centralnego, które miały miejsce w badanych krajach.

Z kolei wyjaśniając rolę kursu walutowego w polityce pieniężnej (rozdział piąty), Autor dokonał własnej klasyfikacji reżimów kursowych w zależności od preferencji polityki (niemożliwy do zrealizowania trójkąt celów: niska inflacja, przewidywalność kursu nominalnego, dążenie do utrzymywania realnego efektywnego kursu na poziomie równowagi) i w takim kontekście opisał strategię kursowe w badanych gospodarkach.

Mimo ogólnie pozytywnego wrażenia, jakie odniosła recenzentka podczas lektury, książka rodzi pewien niedosyt i ma kilka słabszych fragmentów; najważniejsze z nich zostaną scharakteryzowane poniżej.

5. Uwagi natury polemicznej

Pierwszy i zasadniczy zarzut dotyczy horyzontu czasowego analizy. Autor zakończył badania na 2001 r., a Routledge wydał książkę w 2007 r. Dziś, w 2008 r., lektura ma charakter historyczny, co nie oznacza, że jest bezwartościowa. Autor powinien jednak podkreślać hi-

storyczną już perspektywę analizy i – co więcej – dostosować do niej język wywodu. W kilku miejscach stwierdza np., że analizuje jakiś aspekt polityki, kładąc nacisk na aktualne zachowanie władz monetarnych, podczas gdy „aktualne” dotyczy lat 2000–2001. Podobnie stwierdza, że w Polsce *crawling peg* obowiązuje „*until now*” (s. 164), chociaż w innych miejscach rozdziału wskazywał na upłynnienie kursu złotego w 2000 r. W związku z zakresem czasowym pracy niewłaściwie wydaje się uzupełnienie książki epilogiem, który ma dotyczyć lat 2002–2006. Ta część pracy nie skupia się na poruszonych dotychczas wątkach, ale omawia spełnienie kryteriów konwergencji przez badane kraje. Dodatkowo wywód urywa się bez wyraźnej konkluzji.

Z zakresem czasowym pracy związany jest też inny zarzut, o mniejszym być może wymiarze. Autor dość konsekwentnie przestrzegał formuły analizy zmian w czasie, tymczasem w niektórych przypadkach ograniczał się do pokazania wybranego momentu z okresu badania, nie wyjaśniając dlaczego. Przykładem może być badanie, na ile zapisy konstytucyjne chronią niezależność banków centralnych (s. 107), przeprowadzone tylko dla 2001 r. Rzecz jednak w tym, że w badanym okresie wszystkie kraje zmieniły konstytucje.

Drugi zarzut ma związek z postawionym przez Autora celem pracy. Pragnie on przeanalizować sposoby ograniczenia dyskrecjonalności władz monetarnych, ale nie przedstawia argumentów wskazujących, że takie ograniczenie jest w ogóle konieczne. W pierwszym rozdziale brakuje przeglądu literatury na temat ewentualnej przewagi reguł nad dyskrecjonalną polityką pieniężną, w szczególności argumentów za stosowaniem reguł w polityce krajów transformujących się.

Kolejną wątpliwość recenzentki budzi zasadność umieszczenia w pracy wspomnianego już rozdziału trzeciego o transmisji monetarnej. Nie jest on spójny z głównym nurtem rozważań. Poza tym Autor nie porównuje zaprezentowanych w nim wyników z mechanizmem transmisji, zidentyfikowanym przez banki centralne. W pierwszych latach bieżącego stulecia część banków centralnych publikowała już informacje o mechanizmie transmisji, w przywoływanej przy innej okazji pracy C. Hornoka i Z. Jakaba (2002) zaprezentowano zarys mechanizmu transmisji. Dodatkowo Autor identyfikuje cztery kanały transmisji: stóp procentowych, ceny aktywów, kursu walutowego (który zresztą wg F. Mishkina należy do grupy kanałów oddziałujących za pośrednictwem zmian cen aktywów), dostępności kredytów. Nie uwzględnia jednak oczekiwań inflacyjnych, które uznawane są za jeden z ważniejszych kanałów transmisji (Svensson 1998; Woodford 2003), choć najtrudniejszy do modelowego ujęcia. Należałoby choćby wspomnieć, że taki kanał transmisji istnieje, ale Autor świadomie rezygnuje z jego prezentacji.

Kolejną wątpliwość budzi podział strategii polityki pieniężnej. Na s. 5 stwierdzono, że „...*foreign exchan-*

ge rate regime, money targeting and inflation targeting are perceived as alternative instruments policy-makers can use as intermediate targets/nominal anchors...”. Po pierwsze, niewłaściwe jest nazywanie tych koncepcji polityki monetarnej instrumentami polityki. Należałoby też wskazać na dwie odmienne grupy strategii polityki pieniężnej: strategię triady celów (tradycyjną), w której kurs walutowy lub agregaty pieniężne mogły pełnić funkcję celu pośredniego, oraz strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Recenzentka nie kwestionuje tego, że kurs walutowy został poddany analizie w odrębnej części niż cele wewnętrzne, ale należałoby również nawiązać do powszechnie uznanej klasyfikacji strategii polityki pieniężnej, która wskazuje na znaczne różnice między prowadzeniem polityki zgodnie ze strategią tradycyjną oraz strategią bezpośredniego celu inflacyjnego.

W rozdziale szóstym, właśnie o roli celów wewnętrznych w polityce pieniężnej, pojawiło się również wiele nieścisłości. Autor stwierdza, że uczynienie z prognoz inflacji punktu wyjścia przy podejmowaniu decyzji w zakresie polityki pieniężnej wzmocniło jej prowadzenie polityki i przejrzystość (s. 168). Nie jest to prawdą – na Węgrzech prognozy inflacji miały pełnić *explicite* funkcję celu pośredniego polityki. W małym stopniu uwzględniano jednak ich wyniki przy podejmowaniu decyzji; kierowano się głównie kształtowaniem się kursu walutowego, a także danymi bieżącymi. Takie zachowanie banku centralnego nie sprzyjało przejrzystości w wymiarze behawioralnym – zrozumieniu posunięć Rady Monetarnej. W innych krajach z badanej próby sytuacja także była niejednoznaczna.

Jeśli okres badania ograniczony jest do 2001 r., to wyciąganie wniosków o sposobie prowadzenia polityki wykorzystującej prognozy jest tym bardziej nieuzasadnione. W Czechach pierwszą prognozę opublikowano w kwietniu 2001 r., na Węgrzech w sierpniu tego roku, w Polsce trzy lata później – w sierpniu 2004 r., a na Słowacji w kwietniu 2005 r. Nie można mówić o wzroście przejrzystości polityki, a tym bardziej wyciągać wniosków o motywach decyzyjnych w okresie, gdy wyniki prognoz były podawane do publicznej wiadomości

W tym samym rozdziale stwierdzono, że badane banki centralne mają *goal independence*, czyli we własnym zakresie ustalają cele inflacyjne. Tymczasem np. Narodowy Bank Węgier robi to do dziś, ostatnio na podstawie publicznego porozumienia z rządem (NBH 2008).

Wydaje się także, że zbyt mało miejsca poświęcono innym niż niezależność aspektom jakościowym polityki pieniężnej – przejrzystości i odpowiedzialności. Tymczasem, szczególnie w strategii BCI, one także mogą ograniczać dyskrecjonalne działania banku centralnego. Autor stwierdza również, że odpowiedzialność polityki w badanych krajach była niska, i uzasadnia to, odwołując się do elementów charakteryzujących niezależność – nie można odwołać członków komitetów monetar-

nych, nie można zmienić decyzji banku centralnego, instytucje zewnętrzne nie mają wpływu na budżet banku centralnego. Sankcje wobec banku centralnego i potencjalny konflikt między stopniem niezależności a odpowiedzialnością to tylko jedna z płaszczyzn odpowiedzialności demokratycznej. Można ją także rozpatrywać jako szerszą kategorię – dotyczącą mechanizmu poddawania polityki pieniężnej publicznej ocenie (np. poprzez ogłaszanie jednoznacznie określonych celów i wyjaśnianie przyczyn ich niezrealizowania przed parlamentem). Przykładem jest określenie odpowiedzialności przedstawione przez S. Eijffingera i M. Hoerberichsa². Wyciąganie wniosków o niskim stopniu odpowiedzialności w badanych krajach bez pogłębionych badań jest wówczas nieuzasadnione.

W rozdziale szóstym stwierdzono również, że po przyjęciu *inflation targeting* badane kraje ujawniły opinię publicznej procedurę podejmowania decyzji poprzez publikację *minutes*. Co prawda, komitety monetarne wyjaśniały podjęte decyzje rynkowi, ale niekoniecznie w protokołach z posiedzeń stanowiących opis ich dyskusji. Na Słowacji nie publikuje się *minutes*, w Polsce rozpoczęto ich ujawnianie w 2007 r., na Węgrzech w 2005 r. Autor stwierdza także, że NBP publikuje indywidualne rozkłady głosów (s. 168). Praktyki tej nie akcentowano jednak bezpośrednio po wprowadzeniu *inflation targeting*, ale dopiero od 2001 r. Narodowy Bank Czech zdecydował się natomiast na ujawnianie takiej informacji od 2008 r.

Recenzentka ma także wrażenie, że Autor dokonał nadinterpretacji fragmentu *Średniookresowej strategii polityki pieniężnej na lata 1999–2003* (NBP 1998), sugerując, że w dokumencie tym przewidziano istnienie kilku celów – obok inflacji mierzonej wskaźnikiem CPI, także inflacji bazowej (s. 164). Z treści dokumentu jednoznacznie wynika, że inflacja bazowa jest wskaźnikiem pomocniczym, a miernikiem inflacji jest CPI. Miary inflacji bazowej są powszechnie wykorzystywane przez banki centralne jako pomocnicze wskaźniki rozwoju zjawisk inflacyjnych ze względu na nieco inną dawkę informacji, jakiej dostarczają.

W rozważaniach na temat kursu walutowego stwierdzono, że nie potwierdza się hipoteza o tym, że reżimy kursowe zmierzają w kierunku jednego z dwóch skrajnych rozwiązań – kursu sztywnego bądź całkowicie płynnego (s. 148). Doświadczenia badanych gospodarek pokazują, że jednak tak jest. We wszystkich badanych krajach przyjęto kurs płynny, zazwyczaj zarządzany (w Polsce NBP deklaruje możliwość przeprowadzania interwencji walutowych, ale np. w latach 1999–2001, ani w okresie późniejszym, nie przeprowadzono takich interwencji; na Węgrzech kurs płynny obowiązuje od lu-

² Odpowiedzialność ma trzy płaszczyzny: jednoznacznie zdefiniowane cele oraz określenie ich hierarchii, przejrzystość dotycząca rzeczywiście prowadzonej polityki pieniężnej i wskazanie najwyższej instancji, na której spoczywa ostateczna odpowiedzialność za politykę. Por. Eijffinger, Hoerberichs (2002, s. 74).

tego 2008 r.). Odejście od kursu płynnego na Słowacji miało związek z uczestnictwem tego kraju w systemie ERM II. Autor stwierdza również, że władze monetarne wpływały na kurs walutowy za pośrednictwem zmian stóp procentowych i interwencji walutowych. Należy pamiętać, że stopa procentowa jest podstawowym instrumentem polityki monetarnej, którego zmiany mają prowadzić przede wszystkim do realizacji celu inflacyjnego. Zazwyczaj celem wprowadzenia tych zmian jest osiągnięcie pożądanej stopy inflacji. Stopy procentowe wpływają jednocześnie na kurs walutowy, ale przyczyny ich zmian mogą być inne niż bezpośrednia chęć wywarcia wpływu na kurs walutowy. Recenzentka zdaje sobie jednocześnie sprawę, że w okresie, na którym Autor się skupia, władze monetarne badanych krajów częściej „reagowały kursowo”.

W tekście zauważono także inne niedociągnięcia. Oto kilka z nich:

- s. 35; w latach 1992–1993 badane banki centralne posługiwały się przede wszystkim bezpośrednimi instrumentami polityki pieniężnej, a nie pośrednimi;
- s. 36; w Polsce prywatyzacja sektora bankowego była szybsza niż w Czechach i na Słowacji, nieprawdą jest, że przez większą część lat 90. były to podmioty państwowe i działające pod presją polityczną;
- s. 93–94, tabele 4.2 i 4.3; indeks GMT wyliczony przez Autora, niejasności przy przyznawaniu punktów, np. nie przyznano punktu za to, że w Polsce i w Czechach Prezes (Gubernator) banku centralnego nie jest powoływany przez rząd;
- s. 156, tabela 6.5 oraz s. 164, tabela 6.10 – skąd pochodzą cele inflacyjne na Słowacji? Z Programów Mo-

netarych czy z ich zrewidowanej wersji? Narodowy Bank Słowacji rewidował bowiem cele inflacyjne w połowie roku, a w *Raportach Rocznych* często uważał cel za zrealizowany, jeśli osiągnął on poziom ustalony już w trakcie roku;

- s. 164, tabela 6.10; na Słowacji miernikiem inflacji był wskaźnik CPI; inne były także realizacje niż podane przez Autora.

6. Podsumowanie

Miroslav Beblavý w *Monetary Policy in Central Europe* zaprezentował ciekawe wyniki badań dotyczących różnych aspektów polityki pieniężnej w czterech krajach Europy Środkowej. Książka stanowi uzupełnienie literatury dostępnej na rynku; ze względu na główny nurt rozważań nie powieli tematyki innych pozycji. Dodatkowo jako pozycja anglojęzyczna może przybliżyć tematykę polityki pieniężnej w krajach Europy Środkowej szerszemu kręgowi odbiorców. Mimo omówionych powyżej niedociągnięć książka jest w moim przekonaniu interesującą monografią, która przedstawia niełatwe zagadnienie – politykę monetarną w warunkach transformacji. Jako jej odbiorców recenzentka wskazałaby przede wszystkim tych, którzy poszukują syntetycznej informacji o warunkach i rezultatach polityki monetarnej w okresie rozwoju gospodarki rynkowej. Ewentualne kolejne wydania książki wymagałyby jednak uaktualnienia głównego wątku badania. Jednocześnie chyba lepiej sprawdziłaby się większa ostrożność w formułowaniu wniosków.

Bibliografia

- Eijffinger S., Hoerberichts M. (2002), *Central Bank Accountability and Transparency. Theory and Some Evidence*, „International Finance”, Vol. 5, No. 1, s. 73–96.
- Hornok C., Jakab Z. (2002), *Forecasting Inflation. A Case Study on the Czech, Hungarian, Polish, Slovakian and Slovenian Central Banks*, „Background Studies”, No. 2, National Bank of Hungary, Budapest.
- Kokoszcyński R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*, PWE, Warszawa.
- NBH (2008), *Agreement between the Government of the Republic of Hungary and the Magyar Nemzeti Bank (MNB) on the inflation target and on the conditions for economic policy of low inflation*, National Bank of Hungary, http://english.mnb.hu/engine.aspx?page=mnbem_monpol_rendszere
- NBP (1998), *Średniookresowa strategia polityki pieniężnej na lata 1999–2003*, http://www.nbp.pl/Publikacje/o_polityce_pienieznej/sredniookresowa_strategia/strategia_1999_2003.pdf
- Pietrucha J. (2008), *Ramy instytucjonalne polityki pieniężnej – teoria i pomiar*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice.
- Przybylska-Kapuścińska W. (2007), *Polityka pieniężna nowych państw członkowskich Unii Europejskiej. Od transformacji przez inflację do integracji*, Oficyna Wolters Kluwer Business, Warszawa.
- Svensson L.E.O. (1998), *Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule*, „Working Paper”, No. 6790, NBER, Cambridge.
- Woodford M. (2003), *Inflation Targeting and Optimal Monetary Policy*, Princeton University, Princeton.