

Michał KRUSZKA

Znaczenie kapitału zagranicznego w sektorach bankowych Europy Środkowo-Wschodniej

Od początku lat 90. XX w. większość państw Europy Środkowo-Wschodniej poddanych było procesowi transformacji gospodarczej, której ważną cechą stała się odbudowa sektora finansowego działającego na zasadach rynkowych. Towarzyszy temu daleko idąca realizacja idei integracji bardziej i mniej rozwiniętych części naszego kontynentu pod auspicjami Unii Europejskiej (UE). Wśród filarów UE należy wymienić dążenie do ustanowienia wspólnego rynku, pozbawionego (z zasady) przeszkód w międzynarodowym przepływie dóbr rzeczowych, kapitału i usług. W związku z tym europejskie państwa zaliczane do rynków wschodzących zadeklarowały i wdrożyły politykę otwierania się na międzynarodowy przepływ strumieni finansowych.

Świadectwem takich tendencji jest silna obecność kapitału zagranicznego w krajowych sektorach bankowych Europy Środkowo-Wschodniej. Jednak światowy kryzys gospodarczy, który (rozpoczynając się w państwach wysoko rozwiniętych) bardzo negatywnie odbił się na gospodarce państw okresu transformacji, zmusił do zastanowienia się, czy kapitałowa zależność banków od zagranicznych korporacji finansowych stanowi istotny czynnik przenoszenia turbulencji z rynku międzynarodowego do krajowego sektora finansowego. Artykuł poświęcono próbie odpowiedzi na to pytanie.

OTWARTOŚĆ SEKTORA BANKOWEGO NA MIĘDZYNARODOWE PRZEPLÝWY KAPITAŁOWE

Możliwość przekraczania granic państwowych przez kapitał finansowy oraz jego usługi, w tym bankowe, jest ideą, którą wpisano już kilkadziesiąt lat temu do Traktatów Rzymskich¹. W rzeczywistości był to jednak postulat wymagający wydania odpowiednich regulacji niższego szczebla, tj. dyrektyw. Podobne unormowania, choć nastawione na mniejszy zakres liberalizacji, wprowadził w 1995 r. *Układ ogólny w sprawie handlu usługami* podpisany wraz z utworzeniem Światowej Organizacji Handlu². Należy tu zaznaczyć, że realizacja zagranicznego kapitału w krajowym sektorze bankowym możliwa jest poprzez utwo-

¹ Więcej na ten temat pisze Zombirt (2008).

² O tym aspekcie wymiany międzynarodowej traktuje Kruska (2009).

rzenie odrębnego banku, przejście już działającego lub ustanowienie oddziału (obecność handlowa). Dopuszczalne jest także świadczenie usług transgranicznych. Dlatego nie można stworzyć jednego, uniwersalnego wskaźnika identyfikującego otwartość wewnętrznego sektora bankowego na międzynarodowe przepływy finansowe. Konieczne jest sięgnięcie do komplementarnych źródeł danych i uzupełniających się miar.

Jedną z nich jest wskaźnik opracowany przez Chinna oraz Ito (2008), który pozwala klasyfikować państwa z punktu widzenia swobody w transgranicznych przepływach finansowych³. Wskaźnik ten jest standaryzowaną, główną, składową zbioru złożonego z czterech wyjściowych zmiennych zero-jedynkowych. Identyfikują one wystąpienie, kolejno: systemu wielu kursów walutowych (*multiple exchange rates*), restrykcji wobec transakcji notowanych na rachunku bieżącym bilansu płatniczego, restrykcji wobec transakcji notowanych na rachunku kapitałowym bilansu płatniczego oraz wymogu transferu płatności eksportowych.

Ze względu na potrzebę identyfikacji zakresu liberalizacji przepływów finansowych poszczególne miary przybierają wartość 0 w sytuacji wystąpienia ograniczeń, a w przeciwnym przypadku zmienna wynosi 1. Dzięki specyfikacji głównej składowej można uzyskać pojedynczy odczyt, który pokazuje stopień otwartości na międzynarodowy transfer strumieni finansowych. Im dany kraj jest bardziej otwarty na transgraniczne przepływy finansowe, tym wyższa jest wartość ostatecznego indeksu. Podkreślić należy, że wskaźnik Chinna-Ito jest miarą wykorzystującą informacje o obowiązujących rozwiązaniach prawnych. Czyli można stwierdzić, że jest to indeks określający otwartość *de iure* badanego systemu finansowego.

Innym wskaźnikiem informującym o otwartości na transgraniczne przepływy finansowe jest miara zaproponowana przez Lane'a i Milesi-Ferrettiego (2006). Autorzy ci uważają, że międzynarodową integrację finansową można mierzyć sumując wartość aktywów i pasywów międzynarodowej pozycji inwestycyjnej, a następnie ustalając stosunek otrzymanej sumy do wartości PKB⁴. W tym przypadku całkowicie pomija się aspekty prawne, tak silnie akcentowane w konstrukcji indeksu Chinna-Ito. A zatem można stwierdzić, że miara Lane'a i Milesi-Ferrettiego jest wskaźnikiem otwartości *de facto* analizowanego systemu gospodarczego na międzynarodowy transfer kapitału.

Wymienione wskaźniki są względem siebie komplementarne i szeroko traktują otwartość badanych systemów gospodarczych na przepływy finansowe. Z tego względu nie odnoszą się one wprost do sytuacji obserwowanej w sektorze bankowym przyjmując jedynie, że jest on komponentem całej gospodarki.

Badając tylko banki działające można wykorzystać też inny wskaźnik informujący o otwartości na zagraniczny kapitał. Jest nim udział aktywów banków

³ Indeks Chinna-Ito wykorzystuje informacje kompilowane przez MFW publikowane w *Annual...* (2010).

⁴ Uzyskany iloraz jest finalnie mnożony przez 100.

z przewagą kapitału zagranicznego w łącznych aktywach krajowego sektora bankowego⁵.

W artykule wymienione wskaźniki obliczono dla 11 państw Europy Środkowo-Wschodniej: Bułgarii, Chorwacji, Estonii, Litwy, Łotwy, Polski, Republiki Czeskiej, Rumunii, Słowacji, Słowenii i Węgier. Badane państwa należą do Unii Europejskiej lub prowadzą negocjacje akcesyjne i dlatego są silnie zależne od instytucjonalnych rozwiązań obowiązujących w UE. Badaniem objęto lata 2000—2009. Wartości poszczególnych wskaźników zamieszczono w tabl. 1—3.

TABL. 1. WSKAŹNIKI CHINNA-ITO DLA PAŃSTW EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ

L a t a	BGR	HRV	CZE	EST	LTU	LVA	POL	ROM	SVK	SVN	HUN
2000	-0,87	-0,09	0,18	2,50	2,50	2,23	-1,14	-1,14	-1,14	1,17	-0,09
2001	-1,14	-0,09	1,70	2,50	2,50	2,23	-1,14	-1,14	-1,14	1,17	1,43
2002	-1,14	-0,09	1,97	2,50	2,50	2,23	0,12	0,12	-1,14	1,17	1,70
2003	-0,87	1,17	2,23	2,50	2,50	2,23	0,12	0,38	0,38	1,43	1,97
2004	-0,60	1,17	2,50	2,50	2,50	2,50	0,12	1,70	0,65	1,70	2,23
2005	-0,34	1,17	2,50	2,50	2,50	2,50	0,12	1,97	0,92	1,97	2,50
2006	2,23	1,17	2,50	2,50	2,50	2,50	0,12	2,23	1,18	2,23	2,50
2007	2,50	1,17	2,50	2,50	2,50	2,50	0,12	2,50	1,45	2,50	2,50
2008	2,50	1,17	2,50	2,50	2,23	2,50	0,12	2,50	1,45	2,23	2,50
2009	2,50	1,17	2,50	2,50	2,23	2,50	0,12	2,50	1,45	2,23	2,50

U w a g a. BGR — Bułgaria, HRV — Chorwacja, CZE — Republika Czeska, EST — Estonia, LTU — Litwa, LVA — Łotwa, POL — Polska, ROM — Rumunia, SVK — Słowacja, SVN — Słowenia, HUN — Węgry.

Ź r ó d ł o: http://web.pdx.edu/%7Eito/Chinn-Ito_website.htm; *Annual...* (2010).

TABL. 2. WSKAŹNIKI LANE'A-MILESI-FERETTIEGO DLA PAŃSTW EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ

L a t a	BGR	HRV	CZE	EST	LTU	LVA	POL	ROM	SVK	SVN	HUN
2000	175,4	116,9	143,1	140,0	82,0	126,6	83,8	72,8	121,8	95,1	152,7
2001	164,9	114,9	151,0	146,5	87,3	137,9	83,5	80,7	128,4	110,0	155,9
2002	143,2	131,4	140,7	154,3	86,6	139,9	80,6	72,1	132,5	119,2	137,9
2003	134,5	139,2	141,6	177,5	88,7	148,9	87,3	72,3	140,7	129,1	154,8
2004	149,8	146,6	161,6	220,2	94,5	172,6	103,4	84,9	145,6	139,6	180,4
2005	168,2	169,7	157,8	248,4	116,5	189,0	107,9	93,5	159,8	166,5	202,7
2006	199,4	192,8	155,4	253,4	134,7	213,2	112,3	103,3	147,9	178,9	240,9
2007	223,4	168,2	166,8	273,9	147,8	234,3	121,5	102,6	141,5	221,6	243,8
2008	224,8	192,8	157,5	270,7	132,0	229,2	101,3	105,2	143,5	215,8	262,5
2009	240,8	116,9	174,1	299,4	165,8	287,8	132,1	139,1	163,5	233,3	331,6

U w a g a. Oznaczenia jak w tabl. 1.

Ź r ó d ł o: dane o międzynarodowej pozycji inwestycyjnej pochodzą z internetowych baz danych lokalnych banków centralnych, dane o PKB z bazy danych Eurostatu.

⁵ Nacisk jest wówczas położony na bankowej obecności handlowej, pomijając działalność transgraniczną, rozumianą zgodnie z normami Światowej Organizacji Handlu.

TABL. 3. UDZIAŁ PROCENTOWY BANKÓW Z PRZEWAGĄ KAPITAŁU ZAGRANICZNEGO W AKTYWACH SEKTORA BANKOWEGO PAŃSTW EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ

L a t a	BGR	HRV	CZE	EST	LTU	LVA	POL	ROM	SVK	SVN	HUN
2000	67,0	84,1	65,8	90,0	57,7 ^a	74,0	69,7	50,9	44,0	11,3 ^a	62,9
2001	70,0	89,3	94,2	97,0	81,1 ^a	65,0	68,8	55,2	90,0	12,0 ^a	65,5
2002	72,0	90,2	93,3	98,0	87,0	43,0	67,4	56,4	85,0	16,4	63,0
2003	82,0	91,0	97,0	98,0	89,1	53,0	67,9	58,2	88,0	34,6	62,2
2004	81,6	91,3	95,5	97,4	84,4	49,0	67,6	53,6	91,7	36,0	55,5
2005	75,6	91,3	92,8	98,8	84,0	52,6	66,7	57,2	93,3	36,2	53,6
2006	77,2	90,8	96,9	98,5	83,6	64,8	61,5	84,5	78,3	38,7	52,2
2007	81,6	90,4	91,4	98,3	85,3	58,0	71,2	82,2	83,1	40,1	57,4
2008	83,4	90,6	90,8	97,1	88,3	67,8	71,8	79,4	92,8	37,7	60,3
2009	83,7	90,9	89,7	94,9	85,2	62,9	67,6	76,0	96,1	38,2	56,3

^a Udział w kapitale własnym sektora bankowego.

U w a g a. Oznaczenia jak w tabl. 1.

Ź r ó d ł o: dane z lat 2000—2003 pochodzą z raportów rocznych lokalnych banków centralnych, dane z dalszych lat pochodzą z *BSCEE...* (różne wydania).

Poziom wskaźnika Chinna-Ito informuje, że region Europy Środkowo-Wschodniej jest generalnie otwarty na międzynarodowy przepływ finansów. Większość analizowanych tu państw usunęła z systemów prawnych regulacje postrzegane jako utrudnienia w transgranicznym transferowaniu strumieni finansowych. Indeks Chinna-Ito wynosi dla nich 2,5 (tabl. 1). Analogiczny poziom charakteryzuje państwa wysoko rozwinięte.

Większy stopień restrykcyjności wykazują systemy prawne Chorwacji i Słowacji. W ich przypadku wskaźniki za ostatnie lata wynoszą odpowiednio: 1,17 oraz 1,45. Wynika to z utrzymania w mocy przepisów prawnych regulujących międzynarodowy obrót instrumentami rynku pieniężnego i kapitałowego, które według MFW stanowią ograniczenie w dokonywaniu transakcji notowanych na rachunku kapitałowym bilansu płatniczego.

Najmniej otwartym na przepływy finansowe systemem prawnym okazało się ustawodawstwo Polski. W tym przypadku wskaźnik w 2009 r. wyniósł 0,12. Wynika to z kontrolowania transakcji kapitałowych (z wyłączeniem transferów związanych z gwarancjami oraz wycofaniem się z bezpośredniej inwestycji) oraz nałożenia ograniczeń na transakcje notowane na rachunku bieżącym bilansu płatniczego. Polska jako jedyny kraj regionu utrzymała wymóg dokonywania płatności eksportowych i importowych w formie przekazów bankowych, o ile kwota rozliczenia przekracza równowartość 15 tys. euro.

Uwzględniając wskaźniki zawarte w tabl. 2 można stwierdzić, że uwzględniane państwa systematycznie zwiększały stopień międzynarodowej integracji finansowej, gdyż stosunek sumy aktywów i pasywów międzynarodowej pozycji inwestycyjnej do wartości PKB wyraźnie wzrastał w latach 2000—2009. Najwyższy wskaźnik (331,6) zanotowano na Węgrzech w 2009 r.

Zgodnie z wynikami analiz Lane'a i Milesi-Ferettiego, państwa rozwijające się i rozwinięte notowały w latach 1970—1990 zarówno bardzo podobne tempo zmian, jak i poziom przyjętej przez nich miary integracji. Natomiast od roku 1990 w państwach najbogatszych nastąpił wyraźnie szybszy, w porównaniu z krajami rozwijającymi się, wzrost stosunku sumy zagranicznych aktywów i pasywów względem PKB. Ostatnie lata nie zmieniły tego obrazu.

Informacje zawarte w tabl. 3 dowodzą, że kraje Europy Środkowo-Wschodniej są atrakcyjnym miejscem lokowania kapitału przez banki zagraniczne. W dziesięciu przypadkach większość aktywów sektora bankowego należy do podmiotów z większościowym udziałem inwestorów zagranicznych. Skala partycypacji jest jednak zróżnicowana — od ok. 55% na Węgrzech do niemal 100% w Estonii.

W każdym z analizowanych państw pojawienie się zagranicznych banków było skojarzone z transformacją gospodarki z centralnie zarządzanej na rynkową. Towarzyszyła temu prywatyzacja, w tym także podmiotów z sektora finansowego. Banki zagraniczne włączały się wyraźnie w te zmiany zarówno przez przejęcia już istniejących banków, jak też tworząc nowe instytucje kapitałowo od nich zależne⁶. Wyjątkowa pod tym względem okazała się Słowenia, w której utrzymała się przewaga rodzimych banków. Zaręba (2004) uważa, że można to wiązać z odmiennym punktem startu procesów transformacyjnych. Słowenia była najbardziej rozwiniętym państwem regionu i z uwagi na niewielki dystans do krajów Unii nie korzystała z transferów kapitałowych przy modernizacji swojego sektora bankowego. Dodatkowo należy wspomnieć o tym, że rząd Słowenii rozpoczął szerszą prywatyzację sektora bankowego z udziałem inwestorów zagranicznych dopiero w 1999 r. Szybko jednak napotkał istotny opór społeczny, którego nie zamierzał ignorować⁷. W efekcie tylko w Słowenii wśród trzech największych banków dwa są kapitałowo kontrolowane przez skarbu państwa.

Przedstawione informacje, wykorzystujące ujęcie makroekonomiczne, dowodzą, że badane państwa realizują politykę znacznego otwarcia się na międzynarodowe przepływy finansowe. Jednakże operowanie zagregowanymi wskaźnikami nie daje podstawy do udzielenia odpowiedzi na pytanie, czy istnieją statystyczne różnice w aktywności banków, które są lub nie są zależne od kapitału zagranicznego. Szukając rozstrzygnięcia tej kwestii, trzeba odwołać się do informacji mikroekonomicznych, które opisują działalność poszczególnych banków.

METODYKA ANALIZY W UJĘCIU MIKROEKONOMICZNYM

Mikroekonomiczne wskaźniki bankowe uzyskano z bazy danych BankScope, opracowanej przez Bureau Van Dijk. Kierując się kompletnością szeregów czasowych z lat 2000—2009 wyselekcjonowano łącznie 152 banki działające

⁶ Więcej na ten temat można znaleźć w pracy Kowalskiego i in. (2006).

⁷ Lindstrom, Piroška (2004).

w uwzględnianych tu państwach⁸. Zaliczono je do banków krajowych lub zagranicznych, zależnie od składu akcjonariatu (udziałów). Jeśli większość (ponad 50%) należała do podmiotów mających status nierezydenta, wówczas bank był traktowany jako podmiot zagraniczny.

Liczebność poszczególnych grup analizowanych banków przedstawiono na wyk. 1. Można zauważyć, że krajowe instytucje finansowe przeważały w gronie badanych banków tylko w roku 2000. Od tego czasu systematycznie rosła liczba banków zagranicznych, a zmniejszała się liczba banków krajowych.

Prowadząc analizę najlepiej odwołać się do narzędzi stosowanych w odniesieniu do danych panelowych. Obejmują one zbiór informacji, który identyfikuje zestaw cech badanych jednostek, przy założeniu że realizacje przypisane tym cechom mogą zmieniać się w czasie (Verbeek, 2006). Przykładowo: jednostką może być gospodarka wybranego kraju, zmiennymi mogą być PKB lub wartość udzielonych kredytów, a wariantami — konkretne wartości z uwzględnianego okresu analizy. W takim ujęciu staje się zrozumiałe, że dane panelowe są połą-

⁸ Kryterium wyboru była wielkość banku mierzona wartością aktywów. Każdorazowo wybierano 20 największych banków z danego kraju, wyłączając banki centralne i eliminując te, dla których w bazie danych BankScope nie było wszystkich uwzględnianych informacji dotyczących lat 2000—2009.

czeniu danych przekrojowych (agregowanych według schematu: jedna cecha/ /wiele jednostek statystycznych/jeden okres) oraz szeregów czasowych (budowanych przy założeniu: jedna cecha/dana jednostka/wiele okresów).

Dysponując panelem danych mikroekonomicznych podjęto próbę oszacowania relacji ekonometrycznych łączących aktywność bankową ze statusem właścicielskim. W tym celu uznano, że względnie uniwersalną zmienną opisywaną powinna być roczna stopa wzrostu wolumenu kredytów, gdyż udzielanie pożyczek jest podstawową czynnością banku działającego jako pośrednik finansowy. Dlatego też poszukiwaną relację opisano jako:

$$\Delta cre_{it} = \delta_0 + \delta_1 \Delta macro_{it} + \delta_2 \Delta BANK_{it} + \delta_3 \Delta RATING_{it} + \delta_4 SPREAD_{it} + \delta_5 OWNER_{it} + \gamma_{it} \quad (1)$$

gdzie:

- cre* — wolumen kredytów udzielonych przez dany bank (stan na koniec okresu);
- macro* — miary opisujące stan gospodarki analizowanego państwa: PKB, indeks produkcji sprzedanej przemysłu (2005=100);
- BANK* — zmienne opisujące wybrany bank, np. wartość kapitałów (stan na koniec okresu), stosunek wartości aktywów do PKB, lokalne realne i nominalne stopy procentowe, realne i nominalne międzynarodowe stopy procentowe;
- RATING* — ocena wystawiona przez agencje ratingowe podmiotowi zagranicznemu, od którego kapitałowo zależy bank działający w badanym kraju;
- SPREAD* — różnica pomiędzy stawką EURIBOR dla trzech miesięcy a oprocentowaniem niemieckich trzymiesięcznych bonów skarbowych;
- OWNER* — zmienna zero-jedynkowa informująca o zależności danego banku od kapitału zagranicznego;
- γ — składnik losowy;
- i* — indeks jednostki statystycznej, tu — banku;
- t* — czas;
- δ — parametry modelu.

W zapisie tym użycie małych liter oznaczało, że wartości zmiennych podlegały logarytmowaniu. Badając wielkości wyrażone w pieniądzu (np. aktywa sektora bankowego, wolumen kredytów, PKB) każdorazowo posługiwano się wartością nominowaną w euro w cenach stałych z roku 2005. Do konwersji na euro stosowano nominalny kurs walutowy, a miernikiem cen był CPI (2005=100)⁹.

⁹ Nie dotyczy to PKB, który był urealniany deflatorem PKB dla 2005=100.

W celu oszacowania relacji (1) z użyciem danych panelowych konieczne jest pośrednie wykorzystanie szeregów czasowych. Dlatego przed przystąpieniem do szacowania funkcji regresji przeprowadzono panelowe testy pierwiastków jednostkowych. Odwołano się do najpopularniejszych testów tego rodzaju: Levina, Lina i Chu (2002); Ima, Pesarana i Shina (2003) oraz Maddali i Wu (1999). W polskiej literaturze przedmiotu testy te syntetycznie przedstawia np. Strzała (2005). Wymienione testy zakładają hipotezę zerową o braku stacjonarności zmiennej wprowadzonej do panelu. Postępując w standardowy dla ekonometrii sposób, testowaniu poddano zarówno poziomy zmiennej, jak też ich pierwsze przyrosty. Dysponując informacjami o stopniu zintegrowania można było przystąpić do estymacji regresyjnych.

Ustalenie zależności między zmiennymi wprowadzonymi do panelu wymaga estymacji relacji z ustalonymi lub losowymi efektami indywidualnymi (Verbeek, 2006). Wybór odpowiedniego modelu jest możliwy po uwzględnieniu statystycznych wskazań testu Hausmana (1978). Hipoteza zerowa (H_0) zakłada, że obserwacje zmiennych objaśniających i efekty indywidualne nie są skorelowane. Wówczas estymator efektów losowych jest zgodny i nie mniej efektywny niż estymator wewnątrzgrupowy, używany w estymacji modelu z ustalonymi efektami. Wówczas oceny parametrów szacowanej relacji ekonomicznej, uzyskane dwiema wskazanymi metodami, nie powinny istotnie różnić się od siebie. Brak podstaw do odrzucenia H_0 wskazuje na zasadność użycia modelu z losowymi efektami.

W przypadku modeli opartych na danych panelowych możliwe jest określenie ich jakości dopasowania. Podkreślić należy, że w modelowaniu danych panelowych współczynniki determinacji osiągają zwykle dosyć niskie wartości i ich znaczenie jest znacznie mniejsze niż w przypadku estymacji wykorzystującej szeregi czasowe. Wynika to z odrębności założeń, które należy przyjąć przy konstruowaniu materiału źródłowego. W przypadku badania opartego na szeregach czasowych analizuje się zmienne opisujące tę samą jednostkę statystyczną i dlatego poszukuje się zestawu determinant najlepiej wyjaśniających zmienność wielkości opisywanej. Z tego właśnie powodu klasycznie pojmowany współczynnik determinacji R^2 informuje o tej „jakościowej” cesze uzyskanego modelu ekonometrycznego.

Sięgnięcie do danych panelowych łączy szeregi czasowe z danymi przekrojowymi. Oznacza to, że analizuje się także wariancję zmiennej objaśnianej w przekroju między jednostkami statystycznymi. Z uwagi na możliwość wystąpienia istotnej odmienności między tymi obiektami, ukrytymi pod wcześniej wskazanym pojęciem efektów indywidualnych, nie należy oczekiwać, że uwzględnione zmienne objaśniające okażą się wysoce skuteczne w opisywaniu zmienności zarówno w wymiarze czasowym, jak i przekrojowym. Zdecydowanie większe znaczenie przypisuje się wówczas do statystycznej istotności oceny parametru przy każdym elemencie macierzy obserwacji zmiennych opisujących. Dzięki temu możliwe jest określenie efektu, jaki wywiera zmiana tej wielkości.

REZULTATY ANALIZY

Pierwszym krokiem w poszukiwaniu oceny parametrów relacji (1) było przeprowadzenie panelowych testów pierwiastka jednostkowego. Uzyskane wyniki zamieszczono w tabl. 4 i 5.

**TABL. 4. PANELOWE TESTY PIERWIASTKA JEDNOSTKOWEGO
DLA POZIOMÓW DANYCH ROCZNYCH W LATACH 2000—2009**

Wyszczególnienie	LLC		IPS		MW	
	statystyka testowa	<i>p-value</i>	statystyka testowa	<i>p-value</i>	statystyka testowa	<i>p-value</i>
<i>A/GDP</i>	-8,22	0,00	4,89	1,00	293,44	0,94
<i>cre</i>	-40,11	0,00	-6,48	0,00	440,53	0,00
<i>gdp</i>	8,49	1,00	4,12	1,00	1,24	1,00
<i>RATING</i>	-3,08	0,00	0,70	0,76	98,58	0,17
<i>SPREAD</i>	-4,12	0,00	0,82	0,79	13,96	0,95

U w a g a. LLC — test Levina, Lina, Chu; IPS — test Ima, Pesarana, Shina; MW — test Maddali, Wu; *A/GDP* — stosunek aktywów banku do PKB kraju, w którym działa; *cre* — wolumen kredytów udzielonych przez dany bank; *gdp* — PKB; *RATING* — ocena wystawiona przez agencje ratingowe podmiotowi zagranicznemu, od którego kapitałowo zależy bank działający w badanym kraju; *SPREAD* — różnica między stawką EURIBOR dla trzech miesięcy a oprocentowaniem trzymiesięcznych niemieckich bonów skarbowych. Użycie małych liter oznacza, że zmienne były logarytmowane. Informacje na temat ratingu i spreadu zaczerpnięto z bazy danych Bloomberg.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

**TABL. 5. PANELOWE TESTY PIERWIASTKA JEDNOSTKOWEGO
DLA PIERWSZYCH PRZYROSTÓW DANYCH ROCZNYCH W LATACH 2000—2009**

Wyszczególnienie	LLC		IPS		MW	
	statystyka testowa	<i>p-value</i>	statystyka testowa	<i>p-value</i>	statystyka testowa	<i>p-value</i>
<i>A/GDP</i>	-23,27	0,00	-7,15	0,00	592,82	0,00
<i>cre</i>	-70,95	0,00	-10,99	0,00	620,49	0,00
<i>gdp</i>	-6,12	0,00	-1,48	0,04	38,12	0,02
<i>RATING</i>	-2,20	0,01	-1,89	0,03	97,31	0,00
<i>SPREAD</i>	-6,06	0,00	-2,99	0,00	43,58	0,00

Uwaga i źródło jak przy tabl. 4.

Empiryczne wartości statystyki testowej i skojarzone z nimi wartości *p-value* wskazują, że są podstawy do odrzucenia hipotezy o braku stacjonarności pierwszych przyrostów analizowanych zmiennych na standardowo przyjmowanym poziomie istotności wynoszącym 5%¹⁰. Oznacza to, że uwzględniane zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym. Dlatego do dalszej estymacji wykorzystywano, z zasady, przyrosty analizowanych zmiennych.

¹⁰ Przyjęto, że dany wniosek musi być poparty przez wyniki co najmniej dwóch testów.

Następnym etapem analizy ekonometrycznej było wykorzystanie mikroekonomicznych danych o 152 bankach działających w Europie Środkowo-Wschodniej do estymacji parametrów relacji (1). Należy tu zwrócić uwagę na zmienne wskazujące związki banków z kapitałem zagranicznym. W przypadku operowania agregatami ekonomicznymi uwzględniającymi cały sektor bankowy można odwołać się do miar wcześniej ujętych jako udział aktywów banków z przewagą kapitału zagranicznego w ogólnych aktywach bankowych lub też wykorzystać indeksy Chinna-Ito informujące o prawnie deklarowanej otwartości krajowego systemu na międzynarodowe przepływy finansowe. Takie wskaźniki są nieadekwatne wobec analiz mikroekonomicznych badających postępowanie pojedynczych podmiotów. Z tego względu powiązanie badanych banków z sektorem międzynarodowym identyfikowano na podstawie ich struktury kapitałowej, a następnie zastosowano zmienną zero-jedynkową *OWNER*. Jeśli większościovym akcjonariuszem był podmiot niebędący rezydentem kraju działania badanego banku, wówczas zmienna *OWNER* uzyskiwała wartość 1, a więc taki bank był traktowany jako zagraniczny. W przeciwnym przypadku zmienna *OWNER* równała się 0, co oznaczało bank krajowy¹¹.

Wskaźnik *RATING* informował o notach wystawionych przez agencje ratingowe podmiotom, od których zależały kapitałowo banki zagraniczne wprowadzone do uwzględnianego panelu. W przypadku banków krajowych (*OWNER*=0) wskaźnik *RATING* ustalono na poziomie 0. Wobec banków zagranicznych (*OWNER*=1) wartość wskaźnika *RATING* zależała generalnie od oceny podmiotu dominującego, wystawionej w ratingu zobowiązań długoterminowych agencji Fitch¹². Noty wyrażane literowo zamieniono na liczby naturalne, tak aby większa liczba odpowiadała gorszemu ratingowi¹³, a następnie dzielono przez liczbę kategorii w danej skali ratingowej.

W wyniku przeprowadzonej estymacji, gdzie testowano różne zestawy zmiennych objaśniających, uzyskano następującą funkcję regresji:

$$\begin{aligned} \Delta cre_{it} = & 0,121 + 1,015 \Delta gdp_{it} + 0,065 \Delta(A/GDP_{it}) + \\ & (3,22) \quad (8,21) \quad (9,27) \\ & -0,345 \Delta RATING_{it} - 0,091 SPREAD_t + 0,096 OWNER_{it} + \gamma_{it} \quad (2) \\ & (3,20) \quad (3,44) \quad (1,67) \\ R^2 = & 0,25 \quad \chi^2_H = 19,25 \quad 1368 \text{ obserwacji.} \end{aligned}$$

Wysoka wartość empirycznej statystyki testu Hausmana (19,25), wyraźnie przekraczająca wartość krytyczną, nakazała posłużyć się modelem z efektami ustalonymi. Liczby w nawiasach to empiryczne wartości statystyki *t*-Studenta, a ich poziom wskazuje na statystyczną istotność wszystkich wprowadzonych

¹¹ Dane o zależnościach kapitałowych zaczerpnięto z bazy BankScope, a następnie uzupełniano je informacjami pozyskanymi z bankowych stron internetowych.

¹² Pomocniczo sięgano do ratingu siły finansowej banku wystawianego przez agencję Moody's.

¹³ Pomijano znaki „+” lub „-”.

zmiennych na poziomie 10%. Jeśli wyłączyć wskaźnik *OWNER*, to pozostałe są istotne także na poziomie 5%. Współczynnik determinacji wskazuje, że „jakość” dopasowania modelu ekonometrycznego do danych empirycznych jest na wysoce zadowalającym poziomie w odniesieniu do mikroekonomicznych danych panelowych (1368 obserwacji).

Uzyskane wyniki, syntetycznie ujęte w relację (2), należy interpretować dwukierunkowo. Najpierw trzeba się odnieść do działalności banków w warunkach względnie stabilnego otoczenia makroekonomicznego. W takiej sytuacji na pierwszy plan wybija się zmienna *OWNER*. Z uwagi na to, że był to wskaźnik zero-jedynkowy nie podlegał on zamianie na pierwszy przyrost i nie był logarytmowany. Z tego powodu parametr przypisany temu indykatorowi nie jest współczynnikiem elastyczności, lecz informuje o względnym przyroście wielkości opisywanej, która jest skojarzona z odmiennością statusu właścicielskiego (Verbeek, 2006). Tak więc parametr stojący przy zmiennej *OWNER* w równaniu (2) oznacza, że banki zagraniczne miały roczną stopę przyrostu akcji kredytowej przeciętnie o niemal 10 p.proc. wyższą od banków krajowych. Podkreślić jednak trzeba niską ocenę statystycznej istotności tego związku, gdyż wartość empiryczna statystyki *t*-Studenta nie przekracza wartości krytycznej dla poziomu istotności 5%, choć jest wyższa od podanej dla $\alpha = 0,10$.

Jako czynniki stymulujące ujmowany łącznie wolumen kredytów udzielonych przez analizowane banki należy wskazać przyrost PKB gospodarki, w której działa bank oraz powiększanie się relatywnych aktywów banku. Parametr stojący przy zmiennej Δgdp wskazuje, że roczna stopa wzrostu gospodarczego na poziomie 1% jest związana ze wzrostem realnej wartości kredytów o ok. 1%, zakładając, że inne czynniki są stałe. Znacznie słabiej na Δcre oddziałuje zmienna $\Delta (A/GDP)$. W tym przypadku można stwierdzić, że powiększenie się relatywizowanych produktem krajowym aktywów bankowych o 1 p.proc. znajduje swe odbicie we wzroście wartości kredytów o 0,07%.

Podsumowując ten wątek należy zauważyć, że sprzyjające warunki rozwoju gospodarczego, zarówno w skali mikro- jak i makroekonomicznej, uzewnętrzniają się rosnącą wartością udzielanych kredytów. Jednakże banki kapitałowo zależne od zagranicznych podmiotów wyraźnie silniej powiększają swe zaangażowanie w finansowanie kredytobiorców.

Kolejny wniosek dotyczy relacji (2) i jest związany z perturbacjami na międzynarodowych rynkach finansowych. Przejawem tego mogą być zaburzenia na europejskim rynku pożyczek międzybankowych. Problemy z płynnością tego rynku są odnotowane przez wzrost wskaźnika *SPREAD*. Parametr funkcji (2) stojący przy wspomnianej zmiennej informuje, że powiększenie rozstępu o 10 punktów bazowych wiąże się z ograniczeniem wzrostu kredytów przeciętnie o 0,9%.

Istotny w sensie statystycznym okazał się związek zmiany ratingu zagranicznego właściciela banku działającego w którymś z analizowanych państw ze stopą przyrostu realnej wartości udzielonych kredytów. Problemy, które dotknęły

w trakcie ostatniego kryzysu gospodarczego bardzo wiele międzynarodowych instytucji finansowych odbiły się na pogorszeniu ich długookresowego ratingu, co skutkowało wzrostem wskaźnika *RATING*.

Warto tu zauważyć, że *SPREAD* ma duże znaczenie zwłaszcza dla banków kapitałowo zależnych od podmiotów zagranicznych. To właśnie finansowe korporacje transnarodowe są kluczowymi uczestnikami międzynarodowego (europejskiego, międzybankowego) rynku pieniężnego i to one szczególnie silnie odczuwały skutki problemów płynnościowych w tym segmencie rynku finansowego. Niemożność sięgnięcia do wolnych zasobów pieniężnych musiała odbić się w zmniejszeniu wolumenu kredytów udzielanych także przez ich podmioty zależne, co zostało potwierdzone w przedstawionej analizie ekonometrycznej.

Wskaźnik *RATING* jest ściśle złączony z obecnością kapitału zagranicznego w krajowych sektorach bankowych. Jeśli zatem według agencji ratingowej podmiot dominujący zasługuje na niższą ocenę wiarygodności, to bank zależny również traci w oczach rynku finansowego i ogranicza udzielanie kredytów. Podkreślić należy, że gorsza opinia była przenoszona z zagranicy, a więc nie ma odniesienia do kondycji finansowej krajowego banku. Może więc się zdarzyć, że bank zależny ma stabilną pozycję rynkową i niezagrożony portfel kredytowy, ale traci reputację rynkową tylko z racji kapitałowej zależności od podmiotu zagranicznego, który przeżywa kłopoty.

Ostatnim elementem formalnej oceny funkcji (2) było przeprowadzenie panelowych testów pierwiastka jednostkowego uzyskanych reszt. Ponownie zastosowano testy LLC, IPS oraz MW. Odpowiednia statystyka testowa wyniosła $-64,70$; $-13,31$ i $711,86$. Wszystkie *p-value* równe były 0. Oznaczało to odrzucenie hipotezy zerowej o braku stacjonarności, a więc uzyskana relacja ma pożądane właściwości statystyczne i dowodzi długookresowych związków między uwzględnianymi zmiennymi.

Podsumowanie

Otwieranie się rynków finansowych Europy Środkowo-Wschodniej na międzynarodowe przepływy finansowe jest jednym z istotnych aspektów transformacji gospodarczej, która objęła ten obszar geograficzny. Pamiętać też trzeba o integracji europejskiej, dla której utworzenie jednolitego rynku opartego na możliwie nieskrępowanym ruchu kapitału i usług odgrywa kluczowe znaczenie. Nie może zatem dziwić stwierdzenie, że analizowane kraje wykazują wysoki stopień (zarówno *de iure*, jak i *de facto*) otwartości na obecność kapitału zagranicznego w sferze finansów. Jednym z przejawów tego zjawiska jest wciąż rosnące znaczenie banków, które kapitałowo zależą od podmiotów niebędących rezydentami w badanych krajach. Dowodzi tego zarówno udział aktywów banków zależnych w łącznych aktywach sektora bankowego, jak też ustępowanie rodzimych (w sensie kapitałowym) banków swym konkurentom powiązanych z korporacjami międzynarodowymi.

Globalny kryzys gospodarczy, który rozpoczął się od sfery finansowej Stanów Zjednoczonych, przeszedł przez najbardziej rozwinięte kraje świata, by dotknąć wreszcie państw o mniejszym potencjale ekonomicznym. Czy taki stan rzeczy można postrzegać jako istotny czynnik ryzyka dla stabilności sektora bankowego? Próbując odpowiedzieć na to pytanie przeprowadzono analizę ekonometryczną, w której wykorzystano panel danych mikroekonomicznych opisujących 152 banki działające w Europie Środkowo-Wschodniej.

Do najważniejszych otrzymanych wyników należy zaliczyć zidentyfikowanie statystycznie istotnej i silnej różnicy między roczną stopą wzrostu wolumenu kredytów udzielonych przez banki niezależne oraz zależne kapitałowo od instytucji zagranicznych. Trzeba przy tym zauważyć, że banki zależne były wyraźnie aktywniejsze w rozpatrywanym dziesięcioleciu (2000—2009). Z tego punktu widzenia należy stwierdzić, że obecność kapitału zagranicznego w sektorach bankowych Europy Środkowo-Wschodniej jest czynnikiem stymulującym rozwój pośrednictwa finansowego, a zatem powinna być postrzegana w pozytywnym kontekście.

Dostrzeżono jednak negatywny związek zaburzeń na europejskim międzybankowym rynku pieniężnym z ujemną dynamiką akcji kredytowej. Rodzi to domniemanie, że banki zależne od finansowania z zagranicy są szczególnie narażone na transmisję niekorzystnych impulsów. Podkreślić także trzeba, że w przypadku banków zależnych od kapitału zagranicznego pogorszenie ratingu podmiotu dominującego znalazło swój wyraz w przeciętnym pomniejszeniu wartości kredytów. Obniżenie wiarygodności jest w tym przypadku niezależne od efektów działalności prowadzonej w państwie-domicyliu, a więc dany bank może ponosić konsekwencje błędów, których sam nie popełnił. W tym przypadku nie powinno być wątpliwości, że obecność kapitału zagranicznego w sektorze bankowym należy potraktować jako czynnik negatywnie oddziałujący na stabilność tej sfery finansów.

Konkluzje te wymagają, by je rozpatrywać łącznie i z rozwagą. A zatem nie należy formułować postulatu ograniczenia czy wręcz zakazu inwestycyjnego zaangażowania kapitału zagranicznego w krajowy sektor bankowy. Podkreślić tu trzeba konieczność prowadzenia polityki regulacyjnej, która pozwoli na ograniczenie transmisji zaburzeń z rynków międzynarodowych. O ile rodzimy regulator nie dysponuje środkami oddziaływania na stan płynności europejskiego rynku międzybankowego, o tyle może i musi ograniczać inwestycyjne plany zagranicznych instytucji finansowych o słabej kondycji oraz niskiej wiarygodności.

Silna obecność banków zagranicznych w krajowych sektorach bankowych sama przez się nie stanowi zagrożenia stabilności sfery finansowej. Jeśli towarzyszą jej odpowiednie działania nadzorczo-regulacyjne, to zaangażowanie korporacji międzynarodowych w pośrednictwo finansowe rodzi pozytywne skutki dla państw goszczących.

LITERATURA

- Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (AREAER)* (2010), IMF, Waszyngton
- BSCEE Review*, Banking Supervisors from Central and East Europe, www.bscee.org
- Chinn M. D., Ito H. (2008), *A New Measure of Financial Openness*, „Journal of Comparative Policy Analysis”, vol. 10
- Hausman J. A. (1978), *Specification Test in Econometrics*, *Econometrica*, vol. 46
- Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y. (2003), *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, „Journal of Econometrics”, vol. 115
- Kowalski T., Kraft E., Mullineux A., Vensel V., Wilhborg C. (2006), *FDI Into the Banking Sectors in Emerging Markets. Evidence on Corporate Governance and Credit Policy in Croatia, Estonia and Poland*, [w:] *Corporate Governance and Institutions: A Pan-European Perspective*, red. T. Kowalski, S. Letza, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań
- Kruszka M. (2009), *Liberalizacja międzynarodowego handlu usługami*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań
- Lane P. R., Milesi-Feretti G. M. (2006), *The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004*, IMF Working Paper WP/06/69, IMF, Waszyngton
- Levin A., Lin C.-F., Chu C.-S. J. (2002), *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties*, „Journal of Econometrics”, vol. 108
- Lindstrom N., Piroška D. (2004), *The Politics of Europeanization in Europe's Southeastern Periphery: Slovenian Banks and Breweries on S(c)ale*, „Queen's Papers on Europeanization”, No. 4/2004, Queen's University, Belfast
- Madala G. S., Wu S. (1999), *A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, vol. 61
- Strzała K. (2005), *Korelacja inwestycji i oszczędności w krajach Unii Europejskiej — weryfikacja empiryczna z zastosowaniem podejścia panelowego*, [w:] *Ekonometryczne modelowanie i prognozowanie wzrostu gospodarczego*, red. M. Szreder, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego”, nr 1, Gdańsk
- Verbeek M. (2006), *A Guide to Modern Econometrics*, John Wileys and Sons, Ltd, Chichester
- Zaręba J. (2004), *Podobieństwa i różnice między bankami Polski i pozostałych krajów Europy Środkowej i Wschodniej a bankami Europy Zachodniej*, „Zeszyty BRE Bank — CASE”, nr 71
- Zombirt J. (2008), *Mechanizmy rynku wewnętrznego Unii Europejskiej*, Difin, Warszawa

SUMMARY

The purpose of this paper is to estimate empirically the relations between credit growth and the presence of foreign banks in the East-Central European countries. A sample of 152 banks from eleven countries (Bulgaria, Croatia, the Czech Republic, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Poland, Romania, Slovakia, Slovenia) is used in the analysis. The panel estimation technique is used in regressions. The research results show that foreign banks entry can raise credit growth, but it is also connected with some negative effects, because foreign banks can be treated as a transmission channel of turbulence in international financial markets.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является оценка связи между приростом величины предоставленных кредитов и присутствием иностранного капитала в банковском секторе стран Центральной и Восточной Европы. В анализе использовались данные касающиеся выборки охватывающей 152 действующие банки в Болгарии, Хорватии, Эстонии, Литве, Латвии, Польше, Чешской Республике, Румынии, Словакии, Словении и Венгрии. В оценке автор ссылается на методологию использованную в моделировании панельных данных. Полученные результаты показывают, что присутствие иностранного капитала может стимулировать рост величины кредитов, но это связано также с отрицательными результатами, потому что деятельность банков зависящих от иностранного капитала может восприниматься как канал передачи расстройств на международных финансовых рынках.