

ŁUKASZ GOCZEK, KATARZYNA KUROWSKA, KAMIL ZDUNIUK

Wydział Nauk Ekonomicznych  
Uniwersytet Warszawski

## Rozwój rynków kapitałowych i wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowo-Wschodniej

### Streszczenie

W artykule podjęto zagadnienie zależności pomiędzy rozwojem rynków kapitałowych i wzrostem gospodarczym. Prezentowane w nim badanie polegało na analizie ekonometrycznej wpływu rynków kapitałowych na wzrost gospodarczy na próbie 16 krajów regionu Europy Środkowo-Wschodniej od początków powstania rynków giełdowych w tych krajach. Jako zmienne objaśniające zostały użyte najczęściej wykorzystywane w literaturze wskaźniki giełdowe: kapitalizacja rynku, jego obroty, liczba notowanych spółek, wielkość głównego indeksu, a także płynność rynku (mierzona jako stosunek obrotów do kapitalizacji). Zmienną objaśnianą, która mierzy rozwój gospodarczy, jest stopa wzrostu PKB *per capita*. Przy wykorzystaniu szerokiego zakresu estymatorów panelowych otrzymano wyniki estymacji, które w większości potwierdzają pozytywny wpływ rozwoju rynku finansowego na wzrost gospodarczy. Prezentowane wyniki wskazują też na to, że kluczowa dla uzyskanej dodatniej korelacji jest przede wszystkim efektywność funkcjonowania giełdy.

**Słowa kluczowe:** wzrost gospodarczy, giełda, rozwój rynków kapitałowych

### 1. Wstęp

W artykule podjęto zagadnienie zależności pomiędzy rozwojem rynków kapitałowych i wzrostem gospodarczym. Rozwój rynku kapitałowego i skutki jego działania dla gospodarki to temat często obecny w dyskursie publicznym. W jego kontekście są formułowane skrajne poglądy oraz wysuwane sprzeczne tezy. Z jednej strony wskazuje się na negatywną rolę rozwoju finansowego, przyczyniającego się do zwiększania niestabilności gospodarek, z drugiej strony podkreśla się jego pozytywny wpływ na produktywność w postaci najbardziej efektywnego sposobu alokacji kapitału. Jest to więc niezwykle ważna kwestia,

tym bardziej że kryzys finansowy lat 2007–2011 zdołał zachwiać dobrą opinię na temat pozytywnych skutków działania rynków giełdowych. Fakt ten w połączeniu z relatywnie niewielką liczbą prac poświęconych analizie tej zależności odnośnie do rynków Europy Środkowo-Wschodniej powoduje powstanie luki w literaturze przedmiotu. Celem artykułu jest jej uzupełnienie za pomocą prezentowanego badania empirycznego.

Badanie to polegało na analizie ekonometrycznej wpływu rynków kapitałowych na wzrost gospodarczy na próbie 16 krajów regionu Europy Środkowo-Wschodniej od początków powstania rynków giełdowych w tych krajach. Jako zmienne objaśniające zostały użyte najczęściej wykorzystywane w literaturze wskaźniki giełdowe: kapitalizacja rynku, jego obroty, liczba notowanych spółek, wielkość głównego indeksu, a także płynność rynku (mierzona jako stosunek obrotów do kapitalizacji). Zmienną objaśnianą, która mierzy rozwój gospodarczy, jest stopa wzrostu PKB *per capita*. Przy wykorzystaniu szerokiego zakresu estymatorów panelowych otrzymano wyniki oszacowań, które w większości potwierdzają pozytywny wpływ rozwoju rynku finansowego na wzrost gospodarczy. Prezentowane wyniki wskazują też, że kluczowa dla uzyskanej dodatniej korelacji jest przede wszystkim efektywność funkcjonowania giełdy.

## 2. Rynek kapitałowy i wzrost gospodarczy

Podstawą rozważań teoretycznych zależności pomiędzy rozwojem rynku kapitałowego a wzrostem gospodarczym może być następujące wnioskowanie: cena giełdowa firm będących na giełdzie jest zdyskontowaną wartością przyszłych wyników. Jeśli oczekiwania inwestorów co do tych wyników są właściwe (co do średniej), to efektywny rynek giełdowy i ceny na nim będą w dużym stopniu dostarczały ważnych informacji dotyczących zarówno działania tych firm w skali mikroekonomicznej, jak i ogólnej aktywności ekonomicznej w gospodarce w skali makroekonomicznej. Podstaw formalnoteoretycznych tego twierdzenia może dostarczyć model Tobina<sup>1</sup>. Według tej teorii, inwestycje na poziomie firmy powinny zostać ustalone na podstawie perspektyw zwrotu poniesionych kosztów. Zakładając, że ceny akcji w pełni odzwierciedlają oczekiwania przyszłych zysków, możliwość podjęcia inwestycji przez firmę można przedstawić dzięki wartości krańcowego

---

<sup>1</sup> J. Tobin, *A General Equilibrium Approach to Monetary*, „Journal of Money, Credit and Banking” 1969, vol. 1, no. 1, February, s. 15–29.

$q$  Tobina (czyli wartość rynkowa aktywów/wartość księgowa aktywów). Jeżeli  $q$  jest faktycznie jedynym czynnikiem wpływającym na decyzje o inwestowaniu, to zachodzi sytuacja optymalna w kontekście produktywności gospodarki i dobrobytu społecznego. Wówczas z takim samym prawdopodobieństwem finansowanie uzyska duże przedsiębiorstwo z wieloletnią historią i dysponujące odpowiednim zabezpieczeniem oraz nowo powstająca mała firma bez dóbr mogących stanowić zabezpieczenie kredytu, o ile inwestycje obu przedsiębiorstw osiągałyby ten sam poziom zwrotu. Oznacza to, że efektywna giełda będzie stymulować większe wydatki inwestycyjne w gospodarce, wpływając na ogólny dobrobyt.

F. Modigliani<sup>2</sup> zwraca z kolei uwagę na wpływ giełdy na konsumpcję. Długotrwały wzrost cen akcji i innych aktywów na rynku kapitałowym powoduje znaczący i stały wzrost dochodu jednostek, a to skutkuje również wzrostem dochodu permanentnego. Zgodnie z hipotezą dochodu permanentnego M. Friedmana, według której jednostki wygładzają swoją konsumpcję na przestrzeni całego życia w celu maksymalizacji użyteczności, spowoduje to wzrost poziomu konsumpcji w każdym z kolejnych, przyszłych okresów. Giełda, umożliwiając wymiany międzyokresowe, powoduje zwiększenie dobrobytu na skutek udostępnienia możliwości wygładzania.

Szczegółowo kanały wpływu rynku kapitałowego na gospodarkę opisuje w swojej przeglądowej pracy R. Levine<sup>3</sup>. Podsumowując rozważania wielu ekonomistów i własne spostrzeżenia, autor skupia się na wyróżnieniu pięciu kanałów wpływu. W ten sposób zwraca uwagę na następujące obszary pozytywnego oddziaływania rozwoju finansowego:

- poszerzanie dostępu do informacji o korzystnych przedsięwzięciach inwestycyjnych,
- monitorowanie projektów inwestycyjnych,
- ułatwienie dywersyfikacji ryzyka,
- tworzenie zachęt do oszczędzania,
- usprawnienie wymiany dóbr i usług.

Tłumacząc szczegółowo kolejno każdy z tych kanałów, Levine dowodzi dużego, pozytywnego wpływu istnienia rynków kapitałowych na długoterminowy rozwój gospodarczy.

Inni badacze podkreślają m.in. także zmniejszenie kosztów wynikających z problemu agencji przez łatwiejsze pozyskiwanie i rozprzestrzenianie się

---

<sup>2</sup> F. Modigliani, *Consumer Spending and Monetary Policy: the Linkages*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, Paper no. 5, 1971.

<sup>3</sup> R. Levine, *Finance and growth: Theory and evidence*, w: *Handbook of Economic Growth*, red. P. Aghion, S. Durlauf, Elsevier, Amsterdam 2005.

informacji<sup>4</sup> czy szczególnie istotny pozytywny wpływ pośrednictwa finansowego w krajach rozwijających się<sup>5</sup>. Warto zauważyć, że jednocześnie wielu ekonomistów uznaje wpływ rynków finansowych na rozwój za nieważny, a wszystkie wymienione powyżej cechy za statystycznie nieistotne<sup>6</sup>.

Od lat 90. XX w. można zauważyć – równolegle do prowadzenia rozważań teoretycznych – wzrost zainteresowania badaniami empirycznymi wpływu giełdy na rozwój, choć wciąż literatury dotyczącej tego zagadnienia nie można uznać za obszerną. R. Levine i S. Zervos<sup>7</sup> na próbie 41 krajów dowodzą silnej dodatniej korelacji między kondycją rynku kapitałowego a tempem rozwoju w latach 1976–1993. Według autorów, płynność rynków finansowych jest dodatnio i odpornie skorelowana z aktualnym i przyszłym tempem wzrostu gospodarki, tempem akumulacji kapitału i wzrostu produktywności. Autorzy sugerują, że przez wymienione wcześniej przez Levine'a<sup>8</sup> kanały rynki giełdowe w istotnym stopniu stają się integralną częścią procesu wzrostu gospodarczego. Wyniki te były potwierdzane potem przez autorów wielu kolejnych prac, którzy wykorzystali inne dane i bardziej rozbudowane techniki ekonometryczne<sup>9</sup>.

Należy przy tym podkreślić fakt, że niektórzy autorzy argumentują za istotnym wpływem tylko w przypadku krajów z dostatecznie dużym rynkiem finansowym, podczas gdy w przypadku krajów o małej giełdzie wpływ ten był nieważny<sup>10</sup>. W niektórych pracach postulowano także ogólnie nieistotny statystycznie wpływ rynków kapitałowych<sup>11</sup>. W szczególności doświadczenie ostatniego kryzysu finansowego pozwoliło na przypomnienie wielu negatywnych zjawisk towarzyszących

---

<sup>4</sup> D.W. Diamond, *Financial Intermediation and Delegated Monitoring*, „The Review of Economic Studies” 1984, vol. 51, issue 3, s. 393–414.

<sup>5</sup> A. Spears, *Financial Development and Economic Growth – Causality Tests*, „Atlantic Economic Journal” 1991, vol. 19, s. 66–74.

<sup>6</sup> R. Lucas, *On the Mechanics of Economic Development*, „Journal of Monetary Economics” 1988, vol. 22(1), s. 3–42; C. Mayer, *New Issues in Corporate Finance*, „European Economic Review” 1988, vol. 32, s. 1167–1188; J.E. Stiglitz, *The Role of the State in Financial Markets*, Proceedings of the Annual Bank Conference on Development Economics, 1993, s. 19–52.

<sup>7</sup> R. Levine, S. Zervos, *Stock Market Development and Long-Run Growth*, The World Bank Policy Research Working Paper, 1996.

<sup>8</sup> R. Levine, op.cit.

<sup>9</sup> T. Beck, R. Levine, *Stock markets, banks, and growth: Panel evidence*, „Journal of Banking & Finance” 2004, vol. 28, s. 423–442.

<sup>10</sup> D. Jin, A. Boubakari, *The Role of Stock Market Development in Economic Growth: Evidence from Some Euronext Countries*, „International Journal of Financial Research” 2010, vol. 1, no. 1, s. 14–20.

<sup>11</sup> P. Arestis, P. Demetriades, K. Luintel, *Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2001, vol. 33, no. 1, s. 16–41.

rozwojowi sektora finansowego – zarówno zwiększonej niestabilności samego systemu finansowego, jak i problemów towarzyszących międzynarodowym przepływom kapitału. W szczególności brak odpowiednich instytucji politycznych i rynkowych może spowodować brak oczekiwanego wzrostu pomimo stosowania recept liberalizujących przepływy finansowe<sup>12</sup>.

Na poziomie makroekonomicznym pozytywny wpływ rozwoju finansowego na wzrost został potwierdzony w licznych badaniach, spośród których na szczególną uwagę zasługują opracowania R. Levine'a, N. Loayzy i T. Becka<sup>13</sup> dla szerokiej grupy krajów czy M. Neimkego<sup>14</sup> dla krajów transformujących się. Ł. Goczek<sup>15</sup> potwierdza te wyniki na próbie wszystkich krajów świata. Z kolei A.B. Masten, F. Coricelli i I. Masten<sup>16</sup> zwracają uwagę na nieliniowość zależności między wzrostem gospodarczym w Europie a rozwojem finansowym, który okazuje się najsilniej oddziaływać w najmniej rozwiniętych krajach europejskich. Nie można też pominąć nurtu w literaturze, który jest poświęcony związkowi między rozwojem finansowym a produktywnością. Reprezentatywny w tym zakresie jest artykuł F. Nourzada<sup>17</sup>, który wykorzystał osiem miar rozwoju finansowego w szerokiej próbie krajów rozwiniętych i rozwijających się do stwierdzenia, że rozwinięty sektor finansowy sprzyja wzrostowi produktywności.

Podsumowując, należy stwierdzić, że z analizy zarówno literatury teoretycznej, jak i literatury empirycznej wynika zatem, że można spodziewać się różnych wyników dotyczących wpływu rynków finansowych na rozwój, jednak teza o istotnym i pozytywnym wpływie ma silniejsze podstawy. Niniejsza praca przedstawia wnioskowanie ekonometryczne na próbie niebadanych dotychczas krajów Europy Środkowo-Wschodniej, aby stać się kolejnym głosem w tej dyskusji.

---

<sup>12</sup> D. Rodrik, *One Economics, Many Recipes*, Princeton University Press, Princeton 2007.

<sup>13</sup> R. Levine, N. Loayza, T. Beck, *Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes*, „Journal of Monetary Economics” 2000, vol. 46, s. 41–77.

<sup>14</sup> M. Neimke, *Financial Development and Economic Growth in Transition Countries*, IEE Working Paper 173, Institute of Development Research and Development Policy, Bochum 2003.

<sup>15</sup> Ł. Goczek, *Niestabilność fiskalna i rozwój finansowy*, „Ekonomista” 2012, nr 6, s. 713–735.

<sup>16</sup> A.B. Masten, F. Coricelli, I. Masten, *Non-linear growth effects of financial development: Does financial integration matter?*, „Journal of International Money and Finance” 2008, vol. 27, s. 295–313.

<sup>17</sup> F. Nourzad, *Financial Development and Productive Efficiency: A Panel Study of Developed and Developing Countries*, „Journal of Economics and Finance” 2002, vol. 26(2), s. 138–149.

### 3. Badanie empiryczne

Weryfikacja hipotezy o pozytywnym znaczeniu rynku kapitałowego dla wzrostu gospodarczego została przeprowadzona przy użyciu danych na poziomie gospodarek narodowych – 16 krajów Europy Środkowo-Wschodniej: Estonii, Łotwy, Litwy, Polski, Czech, Słowacji, Węgier, Rumunii, Bułgarii, Słowenii, Chorwacji, Serbii, Rosji, Austrii, Macedonii, Ukrainy od początku działania giełdy w każdym z tych państw do 2012 r. Źródłem danych makroekonomicznych była baza Banku Światowego – World Development Indicators, natomiast źródłem danych dotyczących rozwoju rynku kapitałowego były strony poszczególnych giełd w różnych krajach. Pozwoliło to w sposób znaczący rozbudować liczbę obserwacji w stosunku do ogólnodostępnych danych dotyczących rozwoju finansowego. Weryfikacja ta polegała na analizie regresji opisującej tempo wzrostu PKB za pomocą szerokiego zestawu zmiennych objaśniających odnoszących się do przedmiotu zainteresowania, czyli miar rozwoju rynku kapitałowego oraz zmiennych kontrolnych przedstawionych w tabeli 1. Zmienne odzwierciedlające rozwój finansowy należą do najczęściej stosowanych w literaturze, począwszy od Levine’a<sup>18</sup>.

W omawianym badaniu empirycznym został oszacowany standardowy dla literatury empirycznej przedmiotu panelowy model wzrostu gospodarczego<sup>19</sup>, który można zapisać w postaci ogólnej w następujący sposób:

$$\Delta y_{i,t} = (\alpha - 1)y_{i,t-1} + \beta_0 + \sum_{j=1}^9 \beta_j x_{i,t,j} + u_{i,t}, \quad (1)$$

gdzie:  $\Delta y_{i,t}$  jest różnicą logarytmów PKB *per capita* kraju  $i$ ,  $y_{i,t-1}$  jest opóźnionym o jeden okres logarytmem PKB *per capita*,  $x_{it}$  to dziewięć zmiennych objaśniających przedstawionych w tabeli 1, a  $\beta_j$  dla  $j = 0, \dots, 9$  oraz  $|\alpha| < 1$  są współczynnikami regresji. W tej specyfikacji wyrażenie błędu ma następującą strukturę:

$$u_{i,t} = \eta_i + v_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

<sup>18</sup> R. Levine, op.cit.

<sup>19</sup> Szczegółową metodologię dowodzenia empirycznego przedstawiono w: Ł. Goczek, *Niestabilność fiskalna...*, op.cit.

gdzie:  $\eta_i$  jest nieobserwowalnym błędem charakterystycznym dla poszczególnych krajów, które np. odzwierciedlają różnice w początkowym poziomie wydajności oraz inne nieobserwowane czynniki w stanie zrównoważonego wzrostu,  $v_i$  jest błędem charakterystycznym dla każdego okresu – efekty specyficzne dla danego okresu, które przedstawiają wspólne dla wszystkich krajów zmiany wydajności z okresu na okres,  $\varepsilon_i$  jest błędem o właściwościach i.i.d.

**Tabela 1. Opis zmiennych i źródeł danych w modelu**

Grupa zmiennych	Zmienna	Opis
Ogólne (źródło: Bank Światowy)	GDPPC	pierwsza różnica logarytmu PKB <i>per capita</i> ; PKB <i>per capita</i> mierzony w dolarach PPP
	I.GDPPC	opóźniony logarytm PKB <i>per capita</i>
	INV	inwestycje jako procent PKB
	GOV	konsumpcja rządowa jako procent PKB
	POPG	stopa wzrostu liczby ludności
	RAD	zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla byłych krajów ZSRR i 0 dla pozostałych
Miary rozwoju finansowego (giełdy w poszczególnych krajach)	CAP	kapitalizacja rynkowa notowanych spółek jako procent PKB
	TURN	wartość obrotów na giełdzie jako procent PKB
	RATIO	wskaźnik płynności rynku obliczony jako stosunek obrotu giełdowego do kapitalizacji
	LISTC	liczba spółek notowanych na głównej giełdzie
	INDEXG	roczny wzrost podstawowego indeksu giełdy

Źródło: opracowanie własne.

Badanie rozpoczęto od empirycznego oszacowania modelu metodą najmniejszych kwadratów (MNK), niemniej jednak niezgodność estymatora MNK przynosi obciążone wyniki, ponieważ w przypadku próby krajów konieczne staje się uwzględnienie nieobserwowalnych efektów stałych. W celu uniknięcia nieobserwowalnych efektów stałych dla krajów oraz eliminacji niezmiennych w czasie błędów pomiaru zaproponowano jako metodę szacowania różnicowania bądź bliskie temu przekształcenie wewnątrzobiektywne, co nosi ogólną nazwę estymatorów z efektami stałymi (FE). Dla zyskania pewności, czy zaburzenie to nie ma charakteru losowego, wykonano test Hausmana. Uzyskana statystyka testowa  $\text{Chi}^2$  na poziomie 26,83 spowodowała odrzucenie hipotezy zerowej i na tej podstawie wybrano model z efektami stałymi.

Kolejnym krokiem było sprawdzenie, czy nasz model jest jedno, czy dwukierunkowy, a więc – czy nieobserwowalne efekty stałe występują jedynie dla krajów, czy też dla krajów i czasu jednocześnie. Można to formalnie zbadać za pomocą testu Walda z hipotezą zerową o łącznej nieistotności zmiennych zero-jedynkowych odpowiadających kolejnym 5-letnim okresom. Uzyskany wynik każe odrzucić hipotezę zerową (statystyka testowa  $F$  na poziomie 9,27) i uznać, że analizowany model jest dwukierunkowy.

Wyniki oszacowania modelu z efektami stałymi dla krajów i dla czasu przedstawiono w pierwszej kolumnie tabeli 2. Niemniej jednak pomimo różnicowania w modelach dynamicznych nadal występuje korelacja między zróżnicowaną opóźnioną zmienną zależną i przekształconym wyrażeniem błędu. Korelacja ta sprawia, że estymatory FE osiągają pożądane właściwości wyłącznie asymptotycznie, tzn. gdy liczba obserwacji w czasie zmierza do nieskończoności, natomiast w zebranej próbie wymiar czasowy jest niewielki. Problem autokorelacji został potwierdzony testem Woolridge'a ze statystyką testową  $F$  w wysokości 63,857. Konieczne stało się zatem zastosowanie metody zmiennych instrumentalnych, uwzględniającej niesferyczność składnika losowego.

Jako pierwszy został zastosowany estymator różnicowy uogólnionej metody momentów (UMM) Arellano–Bonda z jednym opóźnieniem jako instrumentem. Wyniki przedstawiono w drugiej kolumnie tabeli 2. Niemniej jednak ze względu na problem autokorelacji II rzędu, na który wskazywał test Arellano–Bonda, konieczne było zwiększenie liczby opóźnień. Ostatecznie ten model okazał się najbardziej efektywny. Zostało to potwierdzone testem Arellano–Bonda na autokorelację oraz testem Sargana sprawdzającym poprawność instrumentów, który nie wskazał na przeidentyfikowanie modelu. Wyniki tego modelu znalazły się w kolumnie trzeciej. Podobnego wyniku nie udało się powtórzyć dla estymatora Blundella–Bonda (tabela 2, kolumna 4), niezależnie bowiem od rodzaju dobieranych instrumentów i liczby ich opóźnień nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o przeidentyfikowaniu modelu.

Kolejnym opisywanym problemem estymacji modelu przekrojowo-czasowego wzrostu może być niewielki wymiar panelu pod względem zarówno okresów, jak i jednostek przekrojowych, co często ma miejsce w przypadku badań o charakterze regionalnym. Metody UMM były przez autorów opracowane w celu szacowania prób mikroekonomicznych, w których występują tysiące podmiotów obserwacyjnych, jednakże krajów jest relatywnie mało, co więcej szeregi danych ekonomicznych w przypadku większości krajów są zbyt krótkie – dalsze ograniczanie liczby krajów powoduje istotne obciążenia. Jednym z możliwych rozwiązań w radzeniu sobie z problemem małych próbek w dynamicznych



modelach panelowych jest estymator zaproponowany przez J.F. Kiviet<sup>20</sup>, który rozważa korektę modelu pierwszych różnic w zbilansowanym panelu, gdzie liczba  $N$  jest niewielka. W ten sposób tworzy się poprawiony estymator efektów stałych, który jest bardziej efektywny niż estymatory AB i BB przy małym  $T$  i  $N$ . Model z użyciem estymatora Kiviet bazuje na wcześniejszych wynikach w zakresie oszacowań wariancji, konieczny jest wybór dotyczący tego, którego z wcześniej uzyskanych estymatorów użyć w tym celu. Jak zostało wyjaśnione wcześniej, wynik z użyciem estymatora Blundella–Bonda nie był satysfakcjonujący, oprzemy zatem model na uzyskanym estymatorze Arellano–Bonda. W uzyskanych wynikach estymator Kiviet uzyskuje podobny stopień wyjaśnienia modelu i podobną istotność zmiennych, daje jednak nowe wartości parametrów wszystkich zmiennych. Tak uzyskany model można uznać za najlepsze możliwe oszacowanie parametrów.

**Tabela 2. Wyniki oszacowań poszczególnych modeli**

	FE	AB1	AB2	BB	Kiviet
ln_lag	-,1317662 (0,000)***	-,1329943 (0,000)***	-,1112475 (0,000)***	-,118804 (0,000)***	-,1345821 (0,000)***
indexg	-,0414294 (0,035)**	-,044472 (0,000)***	-,0344202 (0,018)**	-,0416238 (0,017)**	-,0425424 (0,018)**
listc	-,0000329 (0,120)	-,0000359 (0,011)**	-,0000257 (0,099)*	-,000026 (0,130)	-,0000371 (0,099)*
ratio	-,0010137 (0,035)*	-,0009617 (0,007)***	-,0008939 (0,014)*	-,0012371 (0,001)***	-,0009021 (0,014)**
turn	,0044011 (0,016)**	,0041005 (0,026)**	,0037658 (0,034)**	,0043245 (0,001)***	,0040019 (0,034)**
cap	,0016682 (0,033)**	,0015216 (0,000)***	,0020022 (0,001)***	,0016704 (0,002)***	,0015892 (0,001)***
gov	-,0111742 (0,027)**	-,0125951 (0,000)***	-,0099558 (0,011)	-,0044334 (0,310)	-,0122833 (0,011)
inv	,0105489 (0,000)***	,0084678 (0,009)***	,0087853 (0,004)***	,0114174 (0,001)***	,0078983 (0,004)***
popg	,0314893 (0,212)	,026611 (0,268)	,0175736 (0,483)	,0310763 (0,297)	,0273377 (0,483)

Uwagi: w tabeli pominięto zmienne zero-jedynkowe, zmienne dla każdego okresu oraz stałą; wartości w nawiasach przedstawiają graniczną wartość istotności; symbole \* oznaczają istotność na podstawie testu  $z$  na poziomie 10%, \*\* istotność na poziomie 5%, \*\*\* na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

<sup>20</sup> J.F. Kiviet, *On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models*, „Journal of Econometrics” 1995, vol. 68(1), July, s. 53–78.

Oszacowanie wykazało, że opóźniony poziom PKB był istotny i towarzyszył mu ujemny znak we wszystkich specyfikacjach. Można zatem zaobserwować warunkową konwergencję poziomu PKB na mieszkańca. Jest to potwierdzenie hipotezy, według której rozwój każdej gospodarki wykazuje zbieżność do stanu stacjonarnego, a stopa wzrostu jest pozytywnie skorelowana z odległością, jaka dzieli gospodarkę od jej długookresowego stanu stacjonarnego uwarunkowanego pozostałymi zmiennymi. Do podobnych wniosków w zakresie rozmiarów i istotności doszli M. Próchniak i B. Witkowski<sup>21</sup>, którzy analizowali konwergencję przy użyciu bayesowskiego uśredniania oszacowań na podstawie modelu z załamaniami strukturalnymi. Oprócz tego większość teoretycznych modeli wzrostu gospodarczego przewiduje, że powinien istnieć pozytywny związek między długoterminowym tempem wzrostu PKB na głowę a udziałem inwestycji w dochodzie narodowym w kapitał. Przewidywanie to znajduje potwierdzenie również w tym badaniu. Modele teoretyczne wzrostu gospodarczego przewidują, że powinien istnieć ujemny związek pomiędzy długoterminowym tempem wzrostu PKB na głowę a tempem przyrostu ludności. Podobnie do innych badań empirycznych w próbach regionalnych zmienna ta nie wykazuje oczekiwanego ujemnego znaku i istotności. Potwierdzono natomiast hipotezę o negatywnym wpływie wydatków rządowych rozumianych jako odsetek PKB na wzrost gospodarczy. Oszacowany współczynnik przy zmiennej konsumpcja rządowa miał ujemny znak oraz był statystycznie istotny.

Niektóre zmienne będące przedmiotem zainteresowania (dotyczące rozwoju rynku giełdowego) okazały się nieistotne. Pierwszą z tych zmiennych jest liczba notowanych na giełdzie spółek (LISTC). Jest to ciekawa do interpretacji i specyficzna dla naszego modelu sytuacja, którą można zrozumieć dokładnie, przyglądając się danym dla regionu CEE. W przypadku ustabilizowanych giełd liczba notowanych spółek pozostaje na w miarę równym poziomie (np. w próbie dla Austrii wynosi ok. 100 firm przez cały badany okres) lub też rozwija się w sposób regularny (np. w próbie dla Polski, która stopniowo przez 20 lat zwiększała liczbę spółek od 9 do 844 w 2012 r.). W badaniu uwzględniono jednak wiele krajów, które zbyt szybko dopuszczały dużą liczbę drobnych spółek na giełdę w wyniku masowej prywatyzacji. Typowym przykładem jest zanikająca giełda w Czechach, dla której problemem był fakt dopuszczania na parkiet zbyt drobnych spółek, na dodatek w większości kontrolowanych przez państwo. Na początku istnienia giełdy, w szczytowym momencie (w 1995 r.), na giełdzie

---

<sup>21</sup> M. Próchniak, B. Witkowski, *Time Stability of the Beta Convergence among EU Countries: Bayesian Model Averaging Perspective*, „Economic Modelling” 2013, vol. 30, s. 322–333.

praskiej było notowanych ponad 1600 spółek, potem ta liczba regularnie spadała, osiągając w 2012 r. zaledwie 17. Podobne sytuacje, choć nie w takim stopniu, miały miejsce chociażby na Słowacji, w Rumunii czy Bułgarii. Powoduje to ostatecznie nieistotność parametru przy liczbie spółek, ponieważ odnośnie do CEE można wyraźnie zobaczyć, że w przypadku wielu giełd z powodu złego zarządzania ilość wcale nie oznacza jakości, podczas gdy w przypadku reszty liczba spółek faktycznie oznaczała prawidłowy rozwój giełdy.

Wydaje się, że ocena jakościowa giełdy i jej wpływ na gospodarkę lepiej więc będą opisywane przez inne zmienne, takie jak kapitalizacja czy obrót. Rzeczywiście, pozostałe zmienne odnoszące się do najważniejszej części analizy, czyli do rynku kapitałowego, uzyskały istotne statystycznie wyniki. Pierwszą z nich jest kapitalizacja, która uzyskała dodatni parametr o wartości 0,0016. Jeśli zatem kapitalizacja wzrasta o 1 pkt proc. w stosunku do PKB, to wartość objaśnianej zmiennej podnosi się o 0,0016%, co jest bezpośrednim dowodem na pozytywną zależność między kondycją giełdy oraz kondycją gospodarki. Analogicznie można zinterpretować wpływ wielkości obrotu giełdowego. Jego wzrost o 1 pkt proc. powoduje wzrost wartości zmiennej objaśnianej o 0,004%. Wpływ obrotu giełdowego okazał się więc 2,5 razy wyższy niż kapitalizacji. Niemniej jednak należy zauważyć większą istotność statystyczną kapitalizacji, która okazałaby się istotna również przy 1-procentowym poziomie istotności, podczas gdy w przypadku obrotu potrzebny jest 5-procentowy poziom istotności. Jak już wcześniej napisano, te dwa parametry są kluczowe dla oceny jakościowej giełdy. Ta dodatnia korelacja jednoznacznie potwierdza przypuszczenia, iż dobrze funkcjonująca i prosperująca giełda wspomaga wzrost gospodarczy.

Kolejną analizowaną zmienną był wskaźnik płynności rynku kapitałowego. W modelu wzrost wskaźnika o 1 jednostkę powoduje spadek wartości zmiennej objaśnianej o 0,0009%. Jest to jeden z niższych uzyskanych przez nas współczynników, siła oddziaływania zmiennej jest więc ograniczona, choć trzeba zauważyć jej dużą istotność (istotna także na 1-procentowym poziomie istotności). Niemniej jednak ujemna wartość współczynnika może być zaskakująca, szczególnie w kontekście dwóch poprzednich wyników. Można to jednak spróbować wyjaśnić w następujący sposób: zbyt szybkie rozrastanie się giełdy (oznaczające szybki wzrost obrotu na niej) w stosunku do tego, jaka jest wartość akcji notowanych na tej giełdzie, jest zjawiskiem negatywnie wpływającym na rozwój gospodarczy. Inaczej mówiąc: jeśli giełda zbyt dużo obraca tymi samymi akcjami, nie dbając jednocześnie o wystarczającą liczbę nowych emisji, to może to wpłynąć negatywnie na gospodarkę – choć zarówno kapitalizacja, jak i obrót mogą rosnąć.

Łącząc to z poprzednimi wnioskami, można stwierdzić, że kluczowa dla wzrostu gospodarczego jest dobrze i efektywnie funkcjonująca giełda.

Ostatnia istotna zmienna w naszym modelu to wzrost indeksu giełdowego. Parametr przy tej zmiennej również okazał się negatywny, co oznacza, że jeśli roczny wzrost indeksu zwiększył się o 1 pkt proc., to wartość zmiennej objaśnianej spadała o 0,0004%. Z jednej strony ten wynik – sprzeczny z poprzednim – może wynikać z niedoskonałości danych. Główne indeksy giełdowe na parkietach całego świata znacznie różnią się od siebie, zarówno liczbą zawieranych w nich spółek, metodą ich dobierania do koszyka, jak i metodologią obliczania. Ta rozbieżność może powodować przekłamanie w estymacji. Z drugiej strony wynik ten może odzwierciedlać „przegranie” się rynków giełdowych kilku krajów w próbie. Niemniej jednak regresja na skróconej próbie (z lat 1990–2007) dała podobne wyniki, tak więc nawet tak duże fluktuacje gospodarcze jak ostatni kryzys nie zmieniają kierunku ani siły tej ani innych oszacowanych zależności.

#### 4. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

W celu zbadania hipotez dotyczących zależności pomiędzy rozwojem rynku kapitałowego a wzrostem gospodarczym został oszacowany model ekonometryczny przy użyciu danych panelowych dotyczących krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Podstawowym wnioskiem z zaprezentowanych oszacowań jest stwierdzenie, iż zmienne rynku kapitałowego w sposób dodatni i istotny statystycznie wpływają na poziom wzrostu gospodarczego mierzonego zmienną objaśnianą w postaci różnicy logarytmów wartości bieżącej PKB *per capita*. Oznacza to, że dobrze rozwinięty rynek kapitałowy sprzyja szybszemu rozwojowi gospodarek badanego regionu. Jest to potwierdzenie wyników większości cytowanych w pracy teorii i badań empirycznych<sup>22</sup>.

W szczególności można rozwinąć dyskusję dotyczącą ujemnego oszacowania współczynników wskaźnika płynności rynku kapitałowego oraz wartości indeksu giełdowego. Można to potencjalnie wyjaśnić w następujący sposób: zbyt szybkie rozrastanie się giełdy (oznaczające szybki wzrost obrotu na niej) w stosunku do

---

<sup>22</sup> Uzyskane oszacowania uwzględniają fakt, że związki przyczynowo-skutkowe mogą biec w odwrotnym kierunku. Użyte estymatory UMM w istocie badają przyczynowość w sensie Grangera; patrz Ł. Goczek, *Przegląd i ocena ekonometrycznych metod używanych w modelach empirycznych wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2012, nr 10, s. 49–73.

tego, jaka jest wartość akcji notowanych na tej giełdzie, jest zjawiskiem negatywnie wpływającym na rozwój gospodarczy, ponieważ taka giełda nie przyciąga nowych emisji dla przedsiębiorstwa, a zatem nie spełnia podstawowych celów działania publicznego rynku kapitałowego. Z kolei szybko rosnąca wartość indeksu giełdowego świadczy o „przegrzewaniu” się gospodarki.

Łącznie uzyskane wyniki pozwalają stwierdzić, że kluczowa dla wzrostu gospodarczego jest dobrze i efektywnie<sup>23</sup> funkcjonująca giełda. Rynek kapitałowy stanowi bowiem miejsce, w którym znajdują odzwierciedlenie oczekiwania dotyczące zarówno pojedynczych firm, jak i całej gospodarki. Oczekiwania te, jeśli rynek jest efektywny, stanowią wartościowy sygnał dla menedżerów i decydentów gospodarczych, prowadząc do podejmowania przez nich efektywnych decyzji alokacyjnych<sup>24</sup>. Na takim rynku rola organów regulacyjnych jest ograniczona – oszczędności i inwestycje są alokowane optymalnie dzięki efektywnemu mechanizmowi ustalania cen. Jeżeli zaś rynek kapitałowy jest nieefektywny, decyzje te nie są optymalne alokacyjnie, powodując w ten sposób istotne koszty zarówno dla podejmujących te decyzje, jak i dla gospodarki jako całości.

## Bibliografia

1. Arestis P., Demetriades P., Luintel K., *Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2001, vol. 33, no. 1, s. 16–41.
2. Beck T., Levine R., *Stock markets, banks, and growth: Panel evidence*, „Journal of Banking & Finance” 2004, vol. 28, s. 423–442.
3. Diamond D.W., *Financial Intermediation and Delegated Monitoring*, „The Review of Economic Studies” 1984, vol. 51, issue 3, s. 393–414.
4. Goczek Ł., *Niestabilność fiskalna i rozwój finansowy*, „Ekonomista” 2012, nr 6, s. 713–735.
5. Goczek Ł., *Przegląd i ocena ekonometrycznych metod używanych w modelach empirycznych wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2012, nr 10, s. 49–73.

---

<sup>23</sup> Sformułowania „dobrze funkcjonująca giełda” użyto w następującym rozumieniu: jest to giełda, na której nie występuje silna spekulacja niewielką liczbą spółek w oderwaniu od fundamentów danej gospodarki; wskazują na to uzyskane wyniki.

<sup>24</sup> Oszacowania efektywności giełd środkowoeuropejskich przedstawiono w: Ł. Goczek, J. Kania-Morales, *Efektywność rynków papierów wartościowych w Europie Środkowej w czasie kryzysu lat 2008–2010*, „Bank i Kredyt” 2014 (w druku).

6. Goczek Ł., Kania-Morales J., *Efektywność rynków papierów wartościowych w Europie Środkowej w czasie kryzysu lat 2008–2010*, „Bank i Kredyt” 2014 (w druku).
7. Jin D., Boubakari A., *The Role of Stock Market Development in Economic Growth: Evidence from Some Euronext Countries*, „International Journal of Financial Research” 2010, vol. 1, no. 1, s. 14–20.
8. Kiviet J.F., *On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models*, „Journal of Econometrics” 1995, vol. 68(1), July, s. 53–78.
9. Levine R., *Finance and growth: Theory and evidence*, w: *Handbook of Economic Growth*, red. P. Aghion, S. Durlauf, Elsevier, Amsterdam 2005.
10. Levine R., Loayza N., Beck T., *Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes*, „Journal of Monetary Economics” 2000, vol. 46, s. 41–77.
11. Levine R., Zervos S., *Stock Market Development and Long-Run Growth*, The World Bank Policy Research Working Paper, 1996.
12. Lucas R., *On the Mechanics of Economic Development*, „Journal of Monetary Economics” 1988, vol. 22(1), s. 3–42.
13. Masten A.B., Coricelli F., Masten I., *Non-linear growth effects of financial development: Does financial integration matter?*, „Journal of International Money and Finance” 2008, vol. 27, s. 295–313.
14. Mayer C., *New Issues in Corporate Finance*, „European Economic Review” 1988, vol. 32, s. 1167–1188.
15. Modigliani F., *Consumer Spending and Monetary Policy: the Linkages*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, Paper no. 5, 1971.
16. Neimke M., *Financial Development and Economic Growth in Transition Countries*, IEE Working Paper 173, Institute of development research and Development Policy, Bochum 2003.
17. Nourzad F., *Financial Development and Productive Efficiency: A Panel Study of Developed and Developing Countries*, „Journal of Economics and Finance” 2002, vol. 26(2), s. 138–149.
18. Próchniak M., Witkowski B., *Time Stability of the Beta Convergence among EU Countries: Bayesian Model Averaging Perspective*, „Economic Modelling” 2013, vol. 30, s. 322–333.
19. Rodrik D., *One Economics, Many Recipes*, Princeton University Press, Princeton 2007.
20. Rousseau P.L., Wachtel P., *Equity markets and growth: Cross-country evidence on timing and outcomes, 1980–1995*, „Journal of Banking & Finance” 2000, vol. 2, no. 24, s. 1933–1957.
21. Spears A., *Financial Development and Economic Growth – Causality Tests*, „Atlantic Economic Journal” 1991, vol. 19, s. 66–74.
22. Stiglitz J.E., *The Role of the State in Financial Markets*, Proceedings of the Annual Bank Conference on Development Economics, 1993, s. 19–52.

23. Tobin J., *A General Equilibrium Approach to Monetary*, „Journal of Money, Credit and Banking” 1969, vol. 1, no. 1, February, s. 15–29.

\* \* \*

## **Stock market development and economic growth in CEE countries**

### **Summary**

The article investigates impact of capital markets on economic development using a sample of 16 CEE countries since the establishment of their stocks markets. Most commonly used stock indicators are utilized as independent variables: market capitalization, its turnover, number of listed companies, main index value and market liquidity (measured with turnover to capitalization ratio). The results, obtained using wide range of panel estimators, mostly confirm the positive impact of capital market on economic development. The presented estimations also indicate that the efficiency of stock exchange is crucial for the positive correlation to occur.

**Keywords:** economic growth, financial development, stock markets

Zgodnie z oświadczeniem autorów, ich udział w tworzeniu pracy wyniósł: Łukasz Goczek – 33%, Katarzyna Kurowska – 33%, Kamil Zduniuk – 33%.