

ISSN 1898-6447

Uniwersytet
Ekonomiczny
w Krakowie

Zeszyty Naukowe

Cracow Review
of Economics
and Management

Nr 9 (957)

Kraków 2016



Uniwersytet
Ekonomiczny
w Krakowie

Zeszyty Naukowe

Cracow Review
of Economics
and Management

Nr 9(957)

Kraków 2016

Rada Naukowa

Andrzej Antoszewski (Polska), Slavko Arsovski (Serbia), Josef Arlt (Czechy), Daniel Baier (Niemcy), Hans-Hermann Bock (Niemcy), Ryszard Borowiecki (Polska), Giovanni Lagioia (Włochy), Tadeusz Markowski (Polska), Martin Mizla (Słowacja), David Ost (USA), Józef Pociecha (Polska)

Komitet Redakcyjny

Joanna Dzwonczyk, Ryszard Kowalski (sekretarz), Barbara Pawełek, Aleksy Pocztownski (redaktor naczelny), Krystyna Przybylska, Tadeusz Sikora, Grzegorz Strupczewski (sekretarz), Wanda Sułkowska, Angelika Wodecka-Hyjek (sekretarz), Bernard Ziębicki

Redaktor statystyczny

Paweł Ulman

Redaktorzy Wydawnictwa

Hanna Wojciechowska, Joanna Kalas, Seth Stevens (teksty w j. angielskim)

Projekt okładki i układ graficzny tekstu

Marcin Sokołowski

Streszczenia artykułów są dostępne w międzynarodowej bazie danych The Central European Journal of Social Sciences and Humanities <http://cejsh.icm.edu.pl> oraz w Central and Eastern European Online Library www.ceeol.com, a także w adnotowanej bibliografii zagadnień ekonomicznych i pokrewnych BazEkon http://kangur.uek.krakow.pl/bazy_ae/bazekon/nowy

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Kraków 2016

ISSN 1898-6447

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Teksty artykułów są dostępne na stronie internetowej: www.zeszyty-naukowe.uek.krakow.pl oraz w bazie CEEOL (www.ceeol.com)

Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie

31-510 Kraków, ul. Rakowicka 27, tel. 12 293 57 42, e-mail: wydaw@uek.krakow.pl

Zakład Poligraficzny Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie

31-510 Kraków, ul. Rakowicka 27

Zam. 7/2017

Spis treści

Beata Ciałowicz

Analiza roli kredytów konsumpcyjnych w procesie dyfuzji innowacji – ujęcie aksjomatyczne 5

Viktor Shevchuk, Roman Kopych

The Macroeconomic Effects of German Fiscal Austerity under Different Exchange Rate Regimes: The Experience of Central and Eastern European Countries 21

Jacek Batóg, Krzysztof Dmytrów

Analiza ścieżek rozwoju gospodarczego polskich regionów 41

Iwona Foryś, Barbara Batóg

Porównanie struktury mieszkań w obrocie w wybranych miastach północno-zachodniej Polski 55

Małgorzata Markowska

Identyfikacja znaczenia krajów w gospodarce Unii Europejskiej z wykorzystaniem miary dekompozycji zmian struktury 71

Iwona Foryś, Radosław Gaca

Teoretyczne i praktyczne aspekty opisu cech jakościowych nieruchomości w modelach regresji wielorakiej wyceny wartości mieszkań 89

Piotr Strożek, Maciej Jewczak

Rozwój sektora ICT w Polsce – ocena międzyregionalna 101

| *Beata Ciałowicz*

Analiza roli kredytów konsumpcyjnych w procesie dyfuzji innowacji – ujęcie aksjomatyczne*

Streszczenie

Głównym celem artykułu jest formalna analiza roli kredytów konsumpcyjnych w procesie dyfuzji innowacji. Aby zrealizować postawione zadanie, zostały użyte następujące narzędzia: teoriomnogościowy i topologiczny aparat pojęciowy z teorii równowagi ogólnej oraz statyczny model ekonomii Debreu z pieniądzem w postaci wielozakresowego systemu relacyjnego. Dla danego modelu zdefiniowano specyficzne rozszerzenia ze względu na zmiany innowacyjne w sferze konsumpcji lub zmiany imitujące w sferze produkcji. Wprowadzone rozszerzenia umożliwiły formalne zdefiniowanie procesu dyfuzji innowacji oraz przeprowadzenie analizy roli kredytów konsumpcyjnych w tym procesie. W szczególności wykazano, że kredyty te mogą poprawić końcowy stan równowagi danego procesu.

Słowa kluczowe: kredyt konsumencki, proces dyfuzji innowacji, ekonomia Debreu z pieniądzem, schumpeterowska ewolucja innowacyjna, analiza aksjomatyczna.

Klasyfikacja JEL: O31, O10, C6.

| Beata Ciałowicz, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Katedra Matematyki, 31-510 Kraków, ul. Rakowicka 27, e-mail: beata.cialowicz@uek.krakow.pl

| * Artykuł powstał w wyniku realizacji projektu badawczego nr UMO-2014/13/B/HS4/00552 finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki.

1. Wprowadzenie

Zgodnie z teorią rozwoju gospodarczego J.A. Schumpetera [1912] ważnym elementem ewolucji innowacyjnej jest proces dyfuzji innowacji, w którym aktywną rolę odgrywają zarówno producenci-innowatorzy wprowadzający na rynek nowe towary lub nowe technologie produkcji, jak i konsumenci, których akceptacja danej innowacji jest warunkiem jej sukcesu rynkowego. Zagadnienie aktywnej roli konsumentów pojawiło się w wielu opracowaniach z nurtu neoschumpeterowskiego, dotyczącego teorii ewolucji innowacyjnej, a zapoczątkowanego przez R.R. Nelsona i S.G. Wintera [1982]. W tym nurcie mieści się również program badawczy dotyczący modelowania wizji J.A. Schumpetera w aparacie pojęciowym teorii równowagi ogólnej Arrowa-Debreu, zapoczątkowany w latach 20. ubiegłego wieku i obecnie kontynuowany [Malawski 1999, Malawski 2005, Malawski i Woerter 2006, Ciałowicz i Malawski 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, Ciałowicz 2015, 2016]. Niniejszy artykuł jest rozwinięciem zagadnień poruszanych we wcześniejszych opracowaniach autorki, a jego celem jest aksjomatyczna analiza roli kredytu konsumentckiego w procesie dyfuzji innowacji. Podjęto próbę wykazania, że konsumenci, dysponując możliwością wykorzystania kredytu konsumentckiego w celu realizacji innowacyjnego planu konsumpcji (czyli kupienia towarów innowacyjnych), mają wpływ na proces dyfuzji innowacji zainicjowany przez producentów-innowatorów, co powoduje zmiany w całym systemie ekonomicznym. W szczególności starano się udowodnić, że kredyt konsumentcki daje możliwość osiągnięcia lepszego (w sensie optymalizacji działalności uczestników rynku) stanu równowagi na koniec procesu dyfuzji innowacji.

W realizacji postawionego celu wykorzystany został statyczny model ekonomii Debreu z własnością prywatną i z pieniądzem oraz pojęcie rozszerzenia innowacyjnego tego modelu. W następnym etapie badania zdefiniowano proces dyfuzji innowacji w danym modelu oparty na zmianach imitujących w sferze produkcji oraz zmianach innowacyjnych w sferze konsumpcji z uwzględnieniem oszczędności i kredytów konsumentckich. Ważnym elementem badania danego procesu jest porównywanie stanów równowagi ze względu na optymalne plany uczestników rynku. W ostatnim etapie badania rola kredytu konsumpcyjnego w procesie dyfuzji innowacji została poddana analizie za pomocą odpowiednich twierdzeń.

2. Model ekonomii Debreu z pieniądzem oraz rozszerzenia tego modelu

Rozważmy statyczny model ekonomii Debreu z własnością prywatną i z pieniądzem [Ciałowicz i Malawski 2011] w postaci wielozakresowego systemu

relacyjnego $E_m = (\mathbb{R}^{\ell+2}, P_m, C_m, F, \varpi_m, \mu)$. Model ten (nazywany w dalszej części pracy ekonomią Debreu z pieniądzem) jest połączeniem systemów produkcji i konsumpcji z pieniądzem oraz sfery bankowej. W modelu tym zakładamy, że całkowity zasób początkowy jest własnością konsumentów i jednocześnie mają oni udziały w zyskach producentów i banków.

System produkcji z pieniądzem ma postać dwuzakresowego systemu relacyjnego: $P_m = (B, \mathbb{R}^{\ell+2}, Ch_{P_m})$, gdzie $Ch_{P_m} = (y_m, p_m, \eta_m, \pi_m)$ jest charakterystyką systemu P_m . W systemie tym każdy producent $b \in B$ działa w $\ell + 2$ -wymiarowej przestrzeni towarów $\mathbb{R}^{\ell+2} = \mathbb{R}^{\ell_R} \times \mathbb{R}^{\ell_F}$, gdzie \mathbb{R}^{ℓ_R} jest przestrzenią towarów „realnych”, a \mathbb{R}^{ℓ_F} jest dwuwymiarową przestrzenią finansową, co oznacza, że w każdym planie produkcji dwie ostatnie współrzędne są przypisane odpowiednio do oszczędności i kredytów. W systemie tym każdy producent $b \in B$ charakteryzowany jest przez zbiór planów technologicznie możliwych $y_m(b) := Y_b \subset \mathbb{R}^{\ell+2}$, a celem jego działania są wybór i realizacja planu produkcji $y_b = (y_1, \dots, y_\ell, 0, -c_b) \in Y_b$, w którym c_b oznacza kredyt producenta b maksymalizujący zysk przy danym wektorze cen $p_m = (p_1, \dots, i_s, i_c)$, gdzie i_s, i_c oznaczają oprocentowanie odpowiednio oszczędności i kredytów. Fakt ten opisuje korespondencja podaży η_m taka, że dla każdego $b \in B$, $\eta_m(b) := \eta_b(p_m) := \{y'_b \in Y_b : p_m y'_b = \max_{y_b \in Y_b} p_m y_b\}$, oraz funkcja zysku maksymalnego π_m taka, że dla każdego $b \in B$, $\pi_m(b) := \pi_m(p_m) := \max_{y_b \in Y_b} p_m y_b$.

Podobnie formalny model systemu konsumpcji z pieniądzem ma postać trójzakresowego systemu relacyjnego: $K_m = (A, \mathbb{R}^\ell, \mathcal{P}, Ch_{K_m})$, gdzie $Ch_{K_m} = (\chi_m, e_m, \varepsilon_m, p_m, \beta_m, \varphi_m)$ jest charakterystyką systemu K_m . W systemie tym każdy konsument $a \in A$ charakteryzowany jest przez zbiór konsumpcji $\chi_m(a) := X_a \subset \mathbb{R}^{\ell+2}$ taki, że $x_a = (x_1, \dots, x_\ell, s_a, c_a) \in X_a$, gdzie s_a oznacza oszczędności konsumenta, a c_a – wysokość jego kredytu. Zakładamy, że oszczędności są traktowane jako wyjście dla konsumenta, co oznacza, że $s_a \leq 0$, natomiast kredyty konsumenckie są wejściem dla konsumenta, dlatego $c_a \geq 0$. Ponadto konsumenta charakteryzuje jego zasób początkowy $e_m(a) := e_a = (e_1, \dots, e_\ell, s_a, c_a) \in X_a$ oraz relacja preferencji $\varepsilon_m(a) := \preceq_a \in \mathcal{P}$ (zawężona do zbioru konsumpcji X_a), gdzie \mathcal{P} jest rodziną wszystkich relacji preferencji w przestrzeni towarów. Rola konsumenta polega na wyborze i realizacji planu konsumpcji maksymalizującego preferencje konsumenta na jego zbiorze budżetowym $\beta_m(a)$. Fakt ten opisuje korespondencja popytu φ taka, że $\varphi_m(a) := \{x_a^* \in \beta_m(a) : \forall x_a \in \beta_m(a) x_a \preceq_a x_a^*\}$.

System finansowy F ma postać dwuzakresowego systemu relacyjnego: $F = (M, \mathbb{R}^{\ell+2}, Ch_F)$, gdzie $Ch_F = (f, p_m, \gamma, \zeta)$ jest charakterystyką systemu F . W systemie tym każdy bank $r \in M$ charakteryzowany jest przez zbiór planów finansowych możliwych do realizacji $f(r) := F_r \subset \mathbb{R}^{\ell+2}$. Zakładamy przy tym, że działania banków są neutralne dla dóbr realnych, co oznacza, że plan finansowy banku r ma postać $f_r = (0, \dots, 0, s_r, c_r) \in \mathbb{R}^{\ell+2}$, gdzie $s_r = \sum_{a \in A} s_{ar}$, $s_{ar} \leq 0$ oznacza oszczędności konsumenta a w banku r , $c_r = \sum_{b \in B} c_{br} + \sum_{a \in A} c_{ar}$, $c_{br} \geq 0$

oznacza kredyt producenta b udzielony przez bank r , zaś $c_{ar} \geq 0$ oznacza kredyt konsumenta a udzielony przez bank r . W danym planie finansowym oszczędności konsumentów są wejściem (współrzędna ujemna), a kredyty są wyjściem (współrzędna dodatnia). Jednocześnie zgodnie ze współczynnikiem pokrycia kredytowego $\lambda < 0$, plan finansowy f_r jest możliwy do realizacji przez bank r , $f_r \in F_r$, jeżeli $c_r \leq \lambda s_r$. Zauważmy, że zgodnie ze współczynnikiem pokrycia kredytowego w przypadku braku oszczędności ($s_r = 0$) bank nie może udzielać kredytów ($c_r = 0$), dlatego w rozważanym modelu zakładamy, że $s = \sum_{r \in M} s_r \neq 0$. Zgodnie z wprowadzonymi wcześniej oznaczeniami zachodzą zależności: $c_b = \sum_{r \in M} c_{br}$, $c_a = \sum_{r \in M} c_{ar}$, $s_a = \sum_{r \in M} s_{ar}$.

W danym modelu zakładamy, że każdy bank traktowany jest jak producent działający w przestrzeni dóbr finansowych, a jego celem działania jest maksymalizacja zysku na zbiorze finansowym, przy danym systemie cen. Zgodnie z założeniami, że oprocentowanie kredytów producentów i konsumentów i_c jest takie samo oraz $i_s < i_c$, dla danego wektora cen $p_m = (p_1, \dots, i_s, i_c)$ zysk każdego banku pochodzi z różnicy oprocentowania kredytów i oszczędności: $i_c - i_s$.

Działalność banków opisuje korespondencja podaży pieniądza γ oraz funkcja zysku maksymalnego banków ζ , przy czym zysk banku z realizacji planu finansowego f_r przy wektorze cen p_m wynosi:

$$z_r(p_m, f_r) := p_m f_r = i_c (\sum_{b \in B} c_{br} + \sum_{a \in A} c_{ar}) + i_s (\sum_{a \in A} s_{ar}).$$

Stąd $\gamma(r) = \gamma_r(p_m) := \{f_r' \in F_r : z_r(p_m, f_r') = \max_{f_r \in F_r} z_r(p_m, f_r)\}$ oraz $\zeta(r) = \zeta_r(p_m) := \max_{f_r \in F_r} z_r(p_m, f_r)$ dla każdego $r \in M$.

Ekonomia Debreu z pieniądzem E_m jest kombinacją systemu produkcji z pieniądzem P_m , systemu konsumpcji z pieniądzem K_m oraz systemu finansowego F taką, że konsumenci mają udziały w zyskach zarówno producentów, jak i banków. Udziały te mierzone są odpowiednio funkcjami udziałów θ i μ takimi, że dla każdej pary $(a, b) \in A \times B$ liczba $\theta_{ab} := \theta(a, b) \in [0, 1]$ opisuje udział konsumenta a w zysku producenta b , przy czym dla każdego $b \in B$, $\sum_{a \in A} \theta_{ab} = 1$ oraz dla każdej pary $(a, r) \in A \times M$ liczba $\mu_{ar} \in [0, 1]$ opisuje udział konsumenta a w zysku banku r i dla każdego $r \in M$, $\sum_{a \in A} \mu_{ar} = 1$. Ponadto całkowite zasoby początkowe $\varpi \in \mathbb{R}^{\ell+2}$ ekonomii E_m są własnością konsumentów, to znaczy $\varpi = (\varpi_1, \varpi_2, \dots, \varpi_\ell, \varpi_s, \varpi_c) := \sum_{a \in A} e_a$. Zgodnie z powyższymi założeniami majątek konsumenta w danym modelu wynosi:

$$w_a = \text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(p_m) \circ \text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(e_a) + \sum_{b \in B} \theta_{ab} \pi_b(p_m) + \sum_{r \in M} \mu_{ar} \zeta_r(p_m) + s_a + c_a,$$

a zbiór budżetowy ma postać $\beta_m(a) := \{x_a \in x_m(a) := p_m x_a \leq w_a\}$. Zauważmy, że oszczędności konsumenta pochodzą z niewykorzystanej części jego zasobu początkowego przy realizacji planu konsumpcji $x_a : s_a = p_m x_a - w_a$.

W modelu E_m rola każdego uczestnika rynku polega na wyborze i realizacji planu działania optymalnego dla niego przy danym systemie cen i zgodnego

z indywidualnymi ograniczeniami w działaniu. W szczególności dla danego wektora cen i danych stóp procentowych każdy konsument decyduje, czy powinien część zasobu początkowego przeznaczyć na oszczędności i zwiększyć swoją siłę nabywczą w przyszłości, czy zmienić swoje ograniczenia budżetowe poprzez kredyt konsumpcyjny. Jednocześnie producenci, których celem jest maksymalizacja zysku, mogą uzyskać kredyt z banku, pozwalający im na realizację innowacyjnego planu produkcji. Zauważmy, że w danym modelu zbiory agentów (producentów, konsumentów i banków) działających w danej przestrzeni nie są rozłączne, ponieważ zarówno producenci, jak i banki są jednocześnie konsumentami.

Przedstawiony model jest specyficzną modyfikacją ekonomii Debreu z własnością prywatną $E = (\mathbb{R}^\ell, P, K, \theta, \varpi)$ [Debreu 1959], ponieważ $\text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(E_m) = E$, gdzie $P = \text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(P_m)$, $K = \text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(K_m)$.

Formalne modelowanie ewolucji innowacyjnej jest oparte na definicji rozszerzenia innowacyjnego danego systemu ekonomicznego, przy czym zgodnie z założeniem o wiodącej roli producentów w innowacyjnej ewolucji schumpeterowskiej przypomniana zostanie najpierw definicja rozszerzenia innowacyjnego systemu produkcji, a następnie wprowadzona zostanie definicja rozszerzenia innowacyjnego systemu produkcji z pieniądzem.

Definicja 2.1 [Malawski 1999]. System produkcji $P' = (B, \mathbb{R}^{\ell'}, Ch_{P'})$ nazywamy rozszerzeniem innowacyjnym systemu $P = (B, \mathbb{R}^\ell, Ch_P)$, w skrócie $P \subset_i P'$, jeżeli:

$$1) \ell \leq \ell',$$

$$2) \exists b' \in B', \forall b \in B$$

$$(2.1) \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell'}}(Y_{b'}) \not\subset Y_b, (2.2) \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell'}}(p') = p, (2.3) \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell'}}(\eta_{b'}(p')) \not\subset \eta_b(p),$$

$$(2.4) \pi_b(p) < \pi_{b'}(p').$$

Definicja 2.2. System produkcji z pieniądzem P'_m nazywamy rozszerzeniem innowacyjnym systemu P_m , w skrócie $P_m \subset_i P'_m$, jeżeli:

$$1) \text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(P) \subset_i \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell'}}(P'),$$

$$2) \sum_{b \in B} c_b < \sum_{b' \in B'} c'_{b'}.$$

Zgodnie z podaną definicją rozszerzenie innowacyjne systemu produkcji z pieniądzem oznacza, że zachodzą zmiany innowacyjne w sferze realnej gospodarki oraz suma kredytów zwiększa się. Założenie drugie opiera się na teorii J.A. Schumpetera, który twierdził, że zmiany innowacyjne wprowadzane przez producentów mogą być realizowane tylko poprzez kredyty udzielane przez banki.

Zgodnie z schumpeterowską teorią rozwoju gospodarczego zmiany innowacyjne w sferze produkcji są determinantami zmian w całym systemie, co bezpośrednio prowadzi do definicji rozszerzenia innowacyjnego modelu ekonomii Debreu E oraz modelu z pieniądzem E_m . Zakładamy przy tym, że zmiany innowacyjne zachodzą tylko w sferze realnej, a nie w sferze finansowej gospodarki, co oznacza, że banki nie są innowatorami w tym ujęciu.

Definicja 2.3 [Malawski 1999]. System ekonomiczny $E' = (\mathbb{R}^{\ell'}, P', C', \theta', \omega')$ nazywamy rozszerzeniem innowacyjnym systemu $E = (\mathbb{R}^{\ell}, P, C, \theta, \omega)$, w skrócie: $E \subset_i E'$, jeżeli $P \subset_i P'$.

Niech dane będą dwie ekonomie Debreu z pieniądzem:

$$E_m = (\mathbb{R}^{\ell}, P_m, K_m, F, \theta, \varpi_m, \mu), E'_m = (\mathbb{R}^{\ell'}, P'_m, K'_m, F', \theta', \varpi'_m, \mu').$$

Definicja 2.4 [Ciałowicz i Malawski 2011]. System ekonomiczny E'_m jest rozszerzeniem innowacyjnym systemu E_m (w skrócie: $E_m \subset_i E'_m$), jeżeli:

- 1) $E_p \subset_i E'_p$, gdzie $E_p = \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_n}}(E_m)$, $E'_p = \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell'_n}}(E'_m)$ (definicja 2.3),
- 2) $\left| \sum_{r \in M} s_r \right| < \left| \sum_{r' \in M'} s'_{r'} \right|$.

Zgodnie z przedstawioną definicją 2.4 rozszerzenie innowacyjne ekonomii Debreu z pieniądzem oznacza innowacyjne zmiany w sferze realnej danego modelu oraz wzrost sumy oszczędności, a więc również wzrost sumy kredytów (ze względu na współczynnik pokrycia kredytowego). Oznacza to, że przy założeniu niezmięnionej sumy kredytów konsumpcyjnych rozszerzenie innowacyjne ekonomii Debreu z pieniądzem implikuje rozszerzenie innowacyjne w systemie produkcji z pieniądzem (definicja 2.2).

Uwaga: jeżeli $E_m \subset_i E'_m$ oraz $\sum_{a \in A} c_a = \sum_{a' \in A'} c'_a$, to $P_m \subset_i P'_m$.

Innym rodzajem zmian w systemie produkcji jest rozszerzenie imitujące, stanowiące ważny element procesu dyfuzji innowacji.

Niech dane będą trzy systemy produkcji z pieniądzem: $P_m = (B, \mathbb{R}^{\ell+2}; y, p, \eta, \pi)$, $P'_m = (B', \mathbb{R}^{\ell'+2}; y', p', \eta', \pi')$, $P''_m = (B'', \mathbb{R}^{\ell''+2}; y'', p'', \eta'', \pi'')$ takie, że $P_m \subset_i P'_m$, $\ell \leq \ell' \leq \ell''$, $B = B'' = B'$ oraz B'_i jest zbiorem producentów-innowatorów w systemie P'_m .

Definicja 2.5 (por. [Ciałowicz 2014]). System produkcji P''_m nazywamy rozszerzeniem imitującym systemu produkcji P'_m (w skrócie: $P'_m \subset_{im} P''_m$), jeżeli istnieje producent-innowator $b'_i \in B'_i$ oraz producent $b'' \in B''$ taki, że $\exists y''_{b''} \in Y''_{b''} \exists y_b \in Y_b : \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(y''_{b''}) = y_b$.

Zgodnie z powyższą definicją w rozszerzeniu imitującym systemu produkcji w systemie P''_m działa co najmniej jeden producent b'' , który jest imitatorom producenta-innowatora b'_i , czyli imitator realizuje plan produkcji $y''_{b''}$, który jest imitacją innowacyjnego planu produkcji y_b .

Zauważmy, że rozszerzenie imitujące nie wyklucza rozszerzenia innowacyjnego, tzn. dla danych systemów produkcji może zachodzić $P_m \subset_i P''_m$ lub $P'_m \subset_i P''_m$.

Definicja 2.6. System ekonomiczny E'_m jest rozszerzeniem systemu E_m ze zmianami imitującymi w sferze produkcji (w skrócie: $E_m \subset_{P_{im}} E'_m$), jeżeli $P_m \subset_{im} P'_m$.

3. Analiza innowacyjnych planów produkcji i konsumpcji

Na podstawie definicji 2.2 rozszerzenia innowacyjnego systemu produkcji z pieniądzem w zbiorze technologicznie możliwych planów produkcji każdego producenta-innowatora $b' \in B'$ możemy wyróżnić innowacyjne plany produkcji y'_b takie, że $y'_b \in \text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(Y'_b) \setminus \text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(Y_b)$ dla każdego $b \in B$. Jednocześnie zmiany innowacyjne dotyczą wyróżnionego towaru realnego, który można nazwać innowacyjnym. Zakładamy przy tym, że w przedstawionym ujęciu towar innowacyjny nie jest pieniądzem.

Definicja 3.1 (por. [Ciałowicz 2015]). Niech dane będą dwa systemy produkcji P'_m, P_m takie, że $P_m \subset_i P'_m$. Towar $k \in \{1, 2, \dots, \ell\}$ nazwiemy innowacyjnym, jeżeli istnieje producent-innowator $b' \in B'$ oraz istnieje innowacyjny plan produkcji $y'_b = (y'_1, y'_2, \dots, y'_\ell, 0, -c'_b) \in Y'_b$ taki, że dla dowolnego producenta $b \in B$ oraz dowolnego planu produkcji $y_b = (y_1, y_2, \dots, y_\ell, 0, -c_b) \in Y_b$ zachodzi zależność $y'_k \neq y_k$.

Uwaga: jeżeli plan produkcji $y_b = (y_1, y_2, \dots, y_\ell, 0, -c_b)$ jest innowacyjny, to $\text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_t}}(y_b) \neq \mathbf{0}$, gdzie $\mathbf{0} = (0, 0, \dots, 0)$.

Zauważmy, że w rozszerzeniu innowacyjnym systemu produkcji z pieniądzem obserwowane zmiany innowacyjne zachodzą w procesie produkcji wyróżnionego towaru k . Stąd w przestrzeni towarów możemy wyróżnić podprzestrzeń towarów innowacyjnych \mathbb{R}^{ℓ_t} oraz podprzestrzeń towarów nieinnowacyjnych \mathbb{R}^{ℓ_n} , co daje nam możliwość rozważania przestrzeni towarów w postaci: $\mathbb{R}^{\ell+2} = \mathbb{R}^{\ell_n} \times \mathbb{R}^{\ell_t} \times \mathbb{R}^2$. Ze względu na dalszą analizę zakładamy, że towarem innowacyjnym jest tylko towar konsumpcyjny, czyli wejście dla konsumenta lub wyjście dla producentów (współrzędne dodatnie w planach konsumpcji i produkcji).

Wprowadzone pojęcie towaru innowacyjnego oraz wyszczególnienie w przestrzeni towarów dóbr tego rodzaju dotyczy również całego modelu Debreu z pieniądzem, zgodnie z definicją jego rozszerzenia innowacyjnego. Stąd możliwe jest zdefiniowanie innowacyjnego planu konsumpcji oraz rozszerzenia innowacyjnego systemu konsumpcji z pieniądzem.

Niech dana będzie ekonomia Debreu z pieniądzem E_m oraz jej rozszerzenie innowacyjne E'_m ($E_m \subset_i E'_m$).

Definicja 3.2 (por. [Ciałowicz 2015]). Plan konsumpcji $x' \in \mathbb{R}^{\ell+2}$ nazywamy innowacyjnym, jeżeli $\text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_t}}(x') > \mathbf{0}$, gdzie $\mathbf{0} = (0, 0, \dots, 0)$ oraz dla $x, y \in \mathbb{R}^\ell$, $x = (x_1, x_2, \dots, x_\ell)$, $y = (y_1, y_2, \dots, y_\ell)$, $x < y \Leftrightarrow x_k \leq y_k$ dla każdego $k = 1, 2, \dots, \ell$ i $x \neq y$.

Zgodnie z przedstawioną definicją innowacyjnym planem konsumpcji jest plan, w którym co najmniej jedno wejście jest towarem innowacyjnym.

Definicja 3.3 (por. [Ciałowicz 2015]). Plan konsumpcji $x'_a = (x'_1, \dots, x'_\ell, s'_a, c'_a) \in \mathbb{R}^{\ell+2}$ konsumenta $a' \in A'$ nazywamy:

- a) co najmniej tak innowacyjnym, jak plan $x_a = (x_1, \dots, x_\ell, s_a, c_a) \in \mathbb{R}^{\ell+2}$ konsumenta $a \in A$ (w skrócie: $x_a \leq_I x'_a$), jeżeli $proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(x_a) \leq proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(x'_a)$ oraz $c_a \leq c'_a$,
- b) bardziej innowacyjnym niż plan $x_a = (x_1, \dots, x_\ell, s_a, c_a) \in \mathbb{R}^{\ell+2}$ konsumenta $a \in A$ (w skrócie: $x_a <_I x'_a$), jeżeli $proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(x_a) < proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(x'_a)$ oraz $c_a \leq c'_a$.

Zgodnie z przedstawioną definicją bardziej innowacyjny jest ten plan konsumpcji, w którym ilość żadnego z towarów innowacyjnych nie jest mniejsza niż ilość tego towaru w planie konsumpcji mniej innowacyjnym, a co najmniej jednego towaru innowacyjnego jest więcej, oraz wysokość kredytu konsumpcyjnego nie jest mniejsza. Zauważmy, że plan nieinnowacyjny, czyli taki, że $proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(x_a) = 0$, jest gorszy od każdego planu innowacyjnego z taką samą wysokością kredytu konsumpcyjnego.

Definicja 3.4 (por. [Ciałowicz 2015]). Relacja preferencji $\preceq_a \subset \mathbb{R}^{\ell+2} \times \mathbb{R}^{\ell+2}$ konsumenta $a \in A$ jest proinnowacyjna, jeżeli dla każdych dwóch planów konsumpcji $x_a, x'_a \in X_a$ zachodzi zależność $x_a <_I x'_a \Rightarrow x_a \prec_a x'_a$.

Zgodnie z powyższą definicją jeżeli relacja preferencji danego konsumenta jest proinnowacyjna, to woli on plany konsumpcji innowacyjne od nieinnowacyjnych.

Twierdzenie 3.1 (por. [Ciałowicz 2015]). Niech dany będzie konsument $a \in A$ charakteryzowany przez zbiór konsumpcji $X_a \neq \emptyset$ oraz relacje preferencji \preceq_a . Jeżeli:

- 1) $\exists x_a \in \beta_a \neq \emptyset : x_a = (x_1, \dots, x_\ell, s_a, c_a)$ jest innowacyjny,
- 2) \preceq_a jest proinnowacyjna,

to $\forall x_a^* \in \varphi(a) := \{x_a^* \in \beta_a : \forall x_a \in \beta_a \ x_a \preceq_a x_a^*\}$, gdzie $c_a^* = c_a$ jest innowacyjnym planem konsumpcji.

Dowód (nie wprost). Zakładamy, że istnieje optymalny plan konsumpcji $x_a^* \in \varphi(a)$, który nie jest innowacyjny, tzn. $proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(x_a^*) = \mathbf{0}$, oraz istnieje $x_a \in \beta_a \neq \emptyset$ taki, że x_a jest innowacyjny, czyli $proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(x_a) > \mathbf{0}$. Ponieważ $proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(x_a^*) < proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(x_a)$ oraz $c_a^* = c_a$ z założenia, że relacja preferencji \preceq_a jest proinnowacyjna, wynika, iż $x_a^* \prec_a x_a$. Jednocześnie zgodnie z definicją korespondencji popytu $\varphi(a)$ zachodzi $x_a \preceq_a x_a^*$, co jest sprzeczne z faktem, że $x_a^* \prec_a x_a$.

Definicja 3.5. Plan produkcji $y' \in \mathbb{R}^{\ell+2}$ nazywamy:

- a) co najmniej tak innowacyjnym, jak plan $y \in \mathbb{R}^{\ell+2}$ (w skrócie: $y \leq_I y'$), jeżeli:

$$proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(y) \leq proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(y') \text{ oraz } p_m \circ y \leq p_m \circ y'.$$

- b) bardziej innowacyjnym niż plan $y \in \mathbb{R}^{\ell+2}$ (w skrócie: $y <_I y'$), jeżeli:

$$proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(y) < proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(y') \text{ oraz } p_m \circ y < p_m \circ y',$$

Zgodnie z powyższą definicją bardziej innowacyjny jest ten plan produkcji, w którym co najmniej jednego towaru innowacyjnego jest więcej, a żadnego nie jest mniej niż ilość tych towarów w planie produkcji mniej innowacyjnym (dotyczy to tylko towarów produkowanych, a nie zużywanych w procesie produkcji) i jednocześnie plan ten daje producentowi większy zysk niż mniej innowacyjny plan produkcji.

Uwaga: jeżeli plan produkcji $y = (y_1, y_2, \dots, y_\ell, 0, -c)$ nie jest innowacyjny, czyli $proj_{\mathbb{R}^\ell}(y) = \mathbf{0}$, to dla każdego innowacyjnego planu produkcji $y' = (y'_1, y'_2, \dots, y'_\ell, 0, -c')$ takiego, że $c' = c$, zachodzi zależność $y <_I y'$, jeżeli $proj_{\mathbb{R}^\ell}(p_m) \geq \mathbf{0}$ (wśród towarów innowacyjnych nie ma towarów szkodliwych).

Zgodnie z teorią J.A. Schumpetera w rozwoju innowacyjnym systemu ekonomicznego zmiany w działalności konsumentów są efektem zmian innowacyjnych w sferze produkcji, ale w literaturze nurtu neoschumpeterowskiego [Andersen 2007, Clark i Goldsmith 2006, McMeekin i in. 2002, Hanusch i Pyka 2006, 2007, Saam 2005] procesy ewolucyjne rozważane są jako wielopoziomowe oraz dwukierunkowe zmiany, w których również konsumenci wpływają na działalność producentów. Ponadto zmiany innowacyjne mogą występować w sferze konsumpcji. Stąd wprowadzone zostanie rozszerzenie innowacyjne systemu z pieniądzem niezbędne do formalnego zdefiniowania procesu dyfuzji innowacji.

Niech dane będą dwa systemy konsumpcji z pieniądzem K_m oraz K'_m .

Definicja 3.6. System konsumpcji K'_m jest rozszerzeniem innowacyjnym systemu K_m , w skrócie $K_m \subset_i K'_m$, jeżeli:

$$1) \ell = \ell',$$

$$2) p = proj_{\mathbb{R}^{\ell+2}}(p'),$$

$$3) \exists a' \in A'$$

(3.1) istnieje $x'_{a'} \in \beta'_{a'} \neq \emptyset$ taki, że $x'_{a'}$ jest innowacyjnym planem konsumpcji,

(3.2) $\preceq_{a'}$ jest proinnowacyjna,

$$(3.3) \exists x'_{a'} \in \varphi'_{a'} \quad \forall a \in A \quad \forall x_a \in \varphi_a \quad x_a <_I x'_{a'},$$

$$(3.4) \sum_{a \in A} s_a \geq \sum_{a' \in A'} s'_{a'}, \quad \sum_{a \in A} c_a \leq \sum_{a' \in A'} c'_{a'}.$$

System konsumpcji K'_m jest innowacyjnym rozszerzeniem systemu K , jeżeli w systemie tym działa co najmniej jeden konsument charakteryzowany przez proinnowacyjną relację preferencji (założenie 3.2) oraz osiągalnym dla niego innowacyjnym planem konsumpcji (założenie 3.1). Ponadto wśród optymalnych planów konsumenta a' jest co najmniej jeden, który jest bardziej innowacyjny (w sensie definicji 3.3) niż optymalne plany konsumpcji realizowane przez konsumentów w systemie K_m .

Definicja 3.7. System ekonomiczny E'_m jest rozszerzeniem systemu E_m ze zmianami innowacyjnymi w sferze konsumpcji (w skrócie: $E_m \subset_{K_i} E'_m$), jeżeli $K_m \subset_i K'_m$.

4. Klasyfikacja stanów równowagi w modelu Debreu z pieniądzem

W analizie wpływu kredytów konsumenckich na proces dyfuzji innowacji podstawowym problemem jest porównanie innowacyjności dwóch systemów ekonomicznych powstałych w wyniku różnych procesów dyfuzji innowacji. Próbą rozwiązania tego problemu jest porównywanie dwóch procesów dyfuzji innowacji tego samego modelu wyjściowego ze względu na końcowy stan równowagi.

Definicja 4.1

1) Alokacją ekonomii Debreu z pieniądzem E_m nazywamy $(m + n + k)$ -elementowy ciąg punktów w przestrzeni $\mathbb{R}^{\ell+2}$ o postaci $((x_a), (y_b), (f_r))$.

2) Alokacja $((x_a), (y_b), (f_r))$ spełnia warunek równowagi rynkowej, jeżeli:

a) $proj_{\mathbb{R}^{\ell k}}(x - y + f) = proj_{\mathbb{R}^{\ell k}}(\varpi)$, gdzie $x = \sum_{a \in A} x_a$, $y = \sum_{b \in B} y_b$,
 $f = \sum_{r \in M} f_r$,

b) $\sum_{a \in A} s_a + \sum_{r \in M} s_r = 2\varpi_s$,

c) $\sum_{r \in M} c_r + \sum_{a \in A} c_a + \sum_{b \in B} c_b = 3\varpi_c$.

3) Alokacja $((x_a), (y_b), (f_r))$ jest osiągalna dla ekonomii E_m , jeżeli:

a) dla każdego $a \in A$, $x_a \in X_a$,

b) dla każdego $b \in B$, $y_b \in Y_b$,

c) dla każdego $r \in M$, $f_r \in F_r$,

d) alokacja $((x_a), (y_b), (f_r))$ spełnia warunek równowagi rynkowej.

Zgodnie z powyższą definicją alokacją nazwiemy przypisanie wszystkim uczestnikom rynku pewnych planów działania. Jeżeli plany te są dla nich osiągalne ze względu na możliwości technologiczne (dla producentów i banków) lub psychofizyczne (dla konsumentów) oraz zachodzi równowaga na wszystkich rynkach, dana alokacja jest osiągalna. Spośród wszystkich osiągalnych alokacji najważniejszymi dla danego modelu są te, które utworzone zostały z optymalnych planów działania wszystkich uczestników rynku przy danym, ustalonym wektorze cen. Jeśli taka alokacja istnieje, mówimy, że ekonomia jest w równowadze, a alokacja ta wraz z wektorem cen tworzy stan ogólnej równowagi konkurencyjnej.

Definicja 4.2. Stanem ogólnej równowagi konkurencyjnej w ekonomii Debreu z pieniądzem E_m nazywamy $(m + n + k + 1)$ -elementowy ciąg punktów $s = ((x_a^*), (y_b^*), (f_r^*), p^*)$ w przestrzeni $\mathbb{R}^{\ell+2}$, który spełnia warunki:

1) plan produkcji y_b^* maksymalizuje zysk producenta b na zbiorze Y_b przy wektorze cen p^* , dla każdego $b \in B$,

2) plan finansowy f_r^* maksymalizuje zysk banku r na zbiorze F_r przy wektorze cen p^* , dla każdego $r \in M$,

3) plan konsumpcji x_a^* jest planem najlepszym dla konsumenta a ze względu na relację preferencji \preceq_a w jego zbiorze budżetowym

$$\beta_a := \{x_a \in X_a : p_m x_a \leq pe(a) + \sum_{b \in B} \theta_{ab} \pi_b(p_m) + \sum_{r \in M} \mu_{ra} \zeta_r(p_m) + s_a + c_a\},$$

dla każdego $a \in A$,

4) alokacja $((x_a^*), (y_b^*), f_r^*)$ spełnia warunek równowagi rynkowej.

Dla potrzeb dalszych rozważań, w szczególności analizy wpływu kredytu konsumpcyjnego na stan ekonomii, na koniec procesu dyfuzji innowacji wprowadzona zostanie możliwość porównywania stanów równowagi ze względu na optymalne działania uczestników rynku.

Definicja 4.3. Stan równowagi $\bar{s} = ((\bar{x}_a^*), (\bar{y}_b^*), (\bar{f}_r^*), \bar{p}^*)$ ekonomii E_m jest lepszy od stanu $s = ((x_a^*), (y_b^*), (f_r^*), p^*)$, w skrócie $s \triangleleft \bar{s}$, jeżeli:

- 1) dla każdego $a \in A$ $x_a^* \leq_a \bar{x}_a^*$ oraz istnieje $a' \in A$ $x_{a'}^* < a' \bar{x}_{a'}^*$,
- 2) $\sum_{b \in B} \pi_b(p^*) < \sum_{b \in B} \pi_b(\bar{p}^*)$,
- 3) $\sum_{r \in M} \zeta_r(p^*) \leq \sum_{r \in M} \zeta_r(\bar{p}^*)$.

Zgodnie z wprowadzoną definicją lepszym stanem równowagi jest ten, w którym wszyscy konsumenci realizują plany konsumpcji nie gorsze, a co najmniej jeden z nich realizuje plan lepszy niż optymalne plany konsumpcji w gorszym stanie równowagi, maksymalny zysk całkowity podsystemu produkcji jest większy, natomiast maksymalny zysk całkowity podsystemu finansowego jest nie mniejszy od analogicznych zysków w gorszym stanie równowagi.

5. Analiza procesu dyfuzji innowacji

Analiza procesu dyfuzji innowacji pojawiła się po raz pierwszy w literaturze w końcu XIX w. w pracach francuskiego socjologa G. Tarde [1890], a w latach 60. XX w. została rozwinięta przez E.M. Rogersa [1962]. Zgodnie z tą teorią proces wprowadzania innowacji zostaje zapoczątkowany przez producentów-innowatorów wprowadzających na rynek nowe towary lub nowe technologie, czego efektem jest zaburzenie stanu równowagi (ruchu okrężnego). W kolejnym etapie w zbiorze producentów pojawiają się imitatorzy, którzy powielają plany innowacyjne. Jednocześnie innowacje odniosą sukces, jeśli zmiany innowacyjne zostaną zaakceptowane przez sferę konsumpcji. Zakończenie danego procesu dyfuzji innowacji następuje, gdy dany system ekonomiczny znajdzie się ponownie w stanie równowagi.

Aksjomatyczna analiza dynamicznego procesu dyfuzji innowacji jest możliwa dzięki zastosowaniu matematycznej idei (quasi-)półdynamicznego systemu (por. [Sibirskij i Szube 1987]).

Rozważmy przestrzeń wszystkich ekonomii Debreu z pieniądzem:

$$E_m := \{E_m : E_m \text{ jest ekonomią Debreu z pieniądzem}\}.$$

Definicja 5.1. Odwzorowanie $f_{E_m} : E_m \times \mathbb{R}_+ \rightarrow P(E_m)$ jest (quasi-)półdynamicznym systemem ekonomii Debreu z pieniądzem, jeżeli:

- 1) $f_{E_m}(E_m, 0) = \{E_m\}$,
- 2) $f_{E_m}(f_{E_m}(E_m, t_1), t_2) = f_{E_m}(E_m, t_1 + t_2) \quad \forall t_1, t_2 \in \mathbb{R}_+$.

Niech dany będzie (quasi-)półdynamiczny system $f_{E_m} : E_m \times \mathbb{R}_+ \rightarrow P(E_m)$.

Definicja 5.2 (por. [Ciałowicz 2015]).

Zbiór $\tau_+(E_m) := \{f_{E_m}(E_m, t) : t \in \mathbb{R}_+ \text{ i } f_{E_m}(E_m, 0) = E_m\}$ nazywamy półtrajektorią dodatnią (quasi-)półdynamicznej ekonomii Debreu z pieniądzem E_m .

Niech $E_m^t = f_{E_m}(E_m, t)$ oznacza wartość (quasi-)półdynamicznego systemu po czasie t .

Definicja 5.3 (por. [Ciałowicz 2015]). Półtrajektorię dodatnią $\tau_+(E_m)$ nazywamy procesem dyfuzji innowacji w ekonomii Debreu z pieniądzem E_m , jeżeli:

- 1) $E_m = E_m^0$,
- 2) istnieją $t_1, t_2 \in \mathbb{R}_+$ takie, że $0 < t_1 < t_2$ i $E_m^0 \subset_i E_m^{t_1} \subset_{K_i}^{P_{im}} E_m^{t_2}$, gdzie $E_m^0 \subset_i E_m^{t_1}$ oznacza rozszerzenie innowacyjne systemu E_m , $E_m^{t_1} \subset_{K_i}^{P_{im}} E_m^{t_2}$ ($E_m^{t_1} \subset_{P_{im}} E_m^{t_2}$ – definicja 2.6 oraz $E_m^{t_1} \subset_{K_i} E_m^{t_2}$ – definicja 3.7),
- 3) dla systemu $E_m^{t_2}$ istnieje stan równowagi.

6. Rola kredytu konsumpcyjnego w procesie dyfuzji innowacji

Kredyt konsumpcyjny odgrywa ważną rolę w działalności konsumentów, ponieważ zwiększa ich możliwości budżetowe, zapewniając możliwość realizacji planów nieosiągalnych bez tego kredytu. W rezultacie przy niezerowym kredycie zbiór budżetowy danego konsumenta powiększa się, a optymalne plany mogą się polepszyć w sensie relacji preferencji.

Niech dany będzie model ekonomii Debreu z pieniądzem:

$$E_m = (\mathbb{R}^{\ell+2}, P_m, K_m, F, \theta, \varpi_m, \mu).$$

Twierdzenie 6.1. Niech danych będzie dwóch konsumentów $a, a' \in A$ takich, że:

- 1) $X_a = X_{a'}$, 2) $\preceq_a = \preceq_{a'}$, 3) $\text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(e_a) = \text{proj}_{\mathbb{R}^\ell}(e_{a'})$, 4) $s_a = s_{a'}$, 5) $c_a \neq 0, c_{a'} = 0$,
- 6) $\theta_{ab} = \theta_{a'b}$ dla każdego $b \in B$, 7) $\mu_{ar} = \mu_{a'r}$ dla każdego $r \in M$, 8) $p_m > \mathbf{0}$, wtedy:
 - a) $\beta_m(a') \subsetneq \beta_m(a)$ (zbiór budżetowy konsumenta z kredytem niezerowym zawiera w sobie zbiór budżetowy konsumenta bez kredytu),
 - b) jeżeli \preceq_a jest monotoniczna, to $x_{a'}^* \prec_a x_a^*$ (plan konsumpcji najlepszy z uwagi na relacje preferencji jest lepszy od najlepszego planu bez kredytu).

Dowód:

a) zgodnie z założeniami (3)–(7) majątki danych konsumentów wynoszą odpowiednio:

$$w_a = \text{proj}_{\mathbb{R}^k}(p_m) \circ \text{proj}_{\mathbb{R}^k}(e_a) + \sum_{b \in B} \theta_{ab} \pi_b(p_m) + \sum_{r \in M} \mu_{ar} \zeta_r(p_m) + s_a + c_a,$$

$$w_{a'} = \text{proj}_{\mathbb{R}^k}(p_m) \circ \text{proj}_{\mathbb{R}^k}(e_{a'}) + \sum_{b \in B} \theta_{ab} \pi_b(p_m) + \sum_{r \in M} \mu_{ar} \zeta_r(p_m) + s_{a'}, \text{ czyli}$$

$$w_{a'} < w_a.$$

Stąd dla każdego $x_{a'} \in \beta_m^*(a')$ zachodzi zależność $p_m x_{a'} \leq w_{a'} < w_a$, czyli $x_{a'} \in \beta_m(a)$,

$$\beta_m(a) := \{x_a \in X_a : p_m x_a \leq w_a\},$$

b) zgodnie z definicją monotonicznej relacji preferencji dla każdych dwóch planów konsumpcji $x_a, \tilde{x}_a \in X_a$ jeżeli $x_a < \tilde{x}_a$ (w planie konsumpcji \tilde{x}_a żadnego z towarów nie jest mniej niż w planie konsumpcji x_a , oraz co najmniej jednego towaru jest więcej), to $x_a \prec_a \tilde{x}_a$ (x_a jest planem gorszym od \tilde{x}_a). Jednocześnie dla monotonicznej relacji preferencji optymalny plan konsumpcji x_a^* spełnia warunek $p_m x_a^* = w_a$. Podobnie $p_m x_{a'}^* = w_{a'}$.

Jeżeli $\beta_m(a') \subsetneq \beta_m(a)$, to istnieje optymalny plan konsumenta a taki, że $x_a^* \in \beta_m(a)$ i $x_{a'}^* \notin \beta_m(a')$ oraz dla każdego optymalnego planu konsumenta a' zachodzi $p_m x_{a'}^* = w_{a'} < w_a = p_m x_a^*$. Stąd z założenia (8) $p_m > \mathbf{0}$ wynika, że $x_{a'}^* < x_a^*$, a z monotoniczności relacji preferencji wynika, że $x_{a'}^* \prec_a x_a^*$.

Twierdzenie 6.2. Niech dany będzie system ekonomiczny E_m oraz dwa procesy dyfuzji innowacji w postaci półtrajektorii dodatnich $\tau_+(E_m)$ i $\tilde{\tau}_+(E_m)$. Jeżeli

- 1) $E_m^{t_1} = \bar{E}_m^{t_1}, F_m^{t_2} = \bar{F}_m^{t_2}$,
- 2) $\varrho^{t_2} = \bar{\varrho}^{t_2}, A = A^{t_2} = \bar{A}^{t_2}, B = B^{t_2} = \bar{B}^{t_2}, M = M^{t_2} = \bar{M}^{t_2}, p_m^{t_0} = \bar{p}_m^{t_0} = p_m^{t_1} = \bar{p}_m^{t_1} = p_m^{t_2} = \bar{p}_m^{t_2} > \mathbf{0}, \omega^{t_2} = \bar{\omega}^{t_2}$,
- 3) $\forall a \in A \forall b \in B : \theta_{ab}^{t_0} = \theta_{ab}^{t_1} = \theta_{ab}^{t_2}, \forall a \in A \forall r \in M : \mu_{ar}^{t_0} = \mu_{ar}^{t_1} = \mu_{ar}^{t_2}$,
- 4) $\sum_{\bar{a} \in \bar{A}^{t_2}} \bar{c}_{\bar{a}}^{t_2} > 0$ oraz $\forall \bar{a} \in \bar{A}^{t_2} : \bar{c}_{\bar{a}}^{t_2} \geq 0, \forall a \in A^{t_2} : c_a^{t_2} = 0$,

to $s \triangleleft \bar{s}$,

gdzie $\bar{s} = ((\bar{x}_a^*), (\bar{y}_b^*), (\bar{f}_r^*), \bar{p}^*)$ jest końcowym stanem równowagi procesu dyfuzji innowacji $\tilde{\tau}_+(E_m)$, $s = ((x_a^*), (y_b^*), (f_r^*), p^*)$ jest końcowym stanem równowagi procesu $\tau_+(E_m)$.

Dowód:

Część I. Z założenia (4) wynika, że wśród konsumentów w procesie $\tilde{\tau}_+(E_m)$ istnieje taki $\bar{a} \in \bar{A}_i^{t_2}$, dla którego $\bar{c}_{\bar{a}}^{t_2} > 0$ (konsument ten ma niezerowy kredyt konsumpcyjny), natomiast w procesie $\tau_+(E_m)$ wszyscy konsumenci mają kredyt konsumpcyjny zerowy. Zgodnie z założeniami (1)–(4) oraz na mocy twierdzenia 6.1 otrzymujemy $x_{\bar{a}}^* < x_a^*$ oraz $x_{\bar{a}}^* \prec_{\bar{a}} \bar{x}_{\bar{a}}^*$, a jednocześnie dla każdego $a \in A$ $x_a^* \preceq_a \bar{x}_a^*$, czyli spełniony jest warunek (1) definicji 5.3.

Część II. Ponieważ \bar{s} jest stanem równowagi, to zachodzi dla niego warunek równowagi rynkowej, co w szczególności oznacza, że $\text{proj}_{\mathbb{R}^{k_n}}(\bar{x}^{t_2} - \bar{y}^{t_2} + \bar{f}^{t_2}) = \text{proj}_{\mathbb{R}^{k_n}}(\bar{\omega}^{t_2})$, $\sum_{a \in A} \bar{s}_a^{t_2} + \sum_{r \in M} \bar{s}_r^{t_2} = 2\bar{\omega}_s^{t_2}$, $\sum_{r \in M} \bar{c}_r^{t_2} + \sum_{a \in A} \bar{c}_a^{t_2} + \sum_{b \in B} \bar{c}_b^{t_2} = 3\bar{\omega}_c^{t_2}$.

Analogicznie, ponieważ s jest stanem równowagi (w momencie t_2), to zachodzą warunki:

$$\begin{aligned} \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(x^{t_2} - y^{t_2} + f^{t_2}) &= \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(\varpi^{t_2}), \\ \sum_{r \in M} c_r^{t_2} + \sum_{a \in A} c_a^{t_2} + \sum_{b \in B} c_b^{t_2} &= 3\varpi_c^{t_2}. \end{aligned}$$

Z założenia (2) wynika, że $\text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(\bar{x}^{t_2} - \bar{y}^{t_2} + \bar{f}^{t_2}) = \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(x^{t_2} - y^{t_2} + f^{t_2})$, jednocześnie z założenia (1) wynika, że $\text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(\bar{x}^{t_2} - \bar{y}^{t_2}) = \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(x^{t_2} - y^{t_2})$, co z uwzględnieniem pierwszej części dowodu ($x_a^* < x_a^*$) daje: $\text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(-\bar{y}^{t_2}) \leq \leq \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(-y^{t_2})$, więc $\text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(\bar{y}^{t_2}) \geq \text{proj}_{\mathbb{R}^{\ell_R}}(y^{t_2})$.

Analogicznie: $\sum_{r \in M} \bar{c}_r^{t_2} + \sum_{a \in A} \bar{c}_a^{t_2} + \sum_{b \in B} \bar{c}_b^{t_2} = \sum_{r \in M} c_r^{t_2} + \sum_{b \in B} c_b^{t_2}$, więc na podstawie założenia (1) otrzymujemy: $\sum_{a \in A} \bar{c}_a^{t_2} + \sum_{b \in B} \bar{c}_b^{t_2} = \sum_{b \in B} c_b^{t_2}$. Wynika z tego, że $\sum_{b \in B} c_b^{t_2} - \sum_{b \in B} \bar{c}_b^{t_2} = \sum_{a \in A} \bar{c}_a^{t_2} > 0$, więc $\sum_{b \in B} c_b^{t_2} > \sum_{b \in B} \bar{c}_b^{t_2}$. W rezultacie $\bar{y}^{t_2} > y^{t_2}$, więc na mocy założenia (2) otrzymujemy: $\sum_{b \in B} \pi_b^{t_2}(p_m^{t_2}) = = y^{t_2} \cdot p_m^{t_2} < \sum_{b \in B} \bar{\pi}_b^{t_2}(\bar{p}_m^{t_2}) = \bar{y}^{t_2} \cdot \bar{p}_m^{t_2}$, czyli spełniony jest warunek (2) definicji 5.3.

Część III. Z założenia (1) wynika, że $\sum_{r \in M} \zeta_r^{t_2}(p_m^{t_2}) = \sum_{r \in M} \bar{\zeta}_r^{t_2}(\bar{p}_m^{t_2})$, czyli spełniony jest warunek (3) definicji 5.3.

Zgodnie z wykazanim twierdzeniem jeżeli w procesie dyfuzji innowacji w danym systemie ekonomicznym działa konsument z niezerowym kredytem konsumpcyjnym, to osiągnięty stan równowagi będzie lepszy niż w przypadku, gdy żaden z konsumentów nie dysponuje takim kredytem.

7. Podsumowanie

W przedstawionej pracy przeprowadzona została analiza roli kredytu konsumentckiego w procesie dyfuzji innowacji. W szczególności zostało wykazane, że konsumenci dysponujący kredytem mają wpływ na przebieg rozwoju innowacyjnego całego systemu, ponieważ kredyt konsumentcki daje możliwość osiągnięcia lepszego (w sensie optymalizacji działalności uczestników rynku) stanu równowagi na koniec procesu dyfuzji innowacji.

Zaproponowane aksjomatyczne ujęcie przedstawionego problemu stanowi punkt wyjścia do rozwinięcia badań nad wpływem zachowania konsumentów oraz działalności banków na rozwój innowacyjny całego systemu, a w szczególności badanie wzajemnego oddziaływania sfery produkcji, sfery konsumpcji oraz sfery finansowej w procesie dyfuzji innowacji.

Literatura

- Andersen E.S. [2007], *Innovation and Demand* [w:] *Elgar Companion to Neo-Schumpeterian Economics*, red. H. Hanusch, A. Pyka, Edward Elgar, Cheltenham–Northampton.
- Ciałowicz B., Malawski A. [2010], *Demand-driven Schumpeterian Innovative Evolution*, The 13th International Schumpeter Society Conference, Aalborg, Denmark.
- Ciałowicz B., Malawski A. [2011], *The Role of Banks in the Schumpeterian Innovative Evolution – An Axiomatic Set-up* [w:] *Catching up, Spillovers and Innovation Networks in a Schumpeterian Perspective*, red. A. Pyka, M. da Graça Derengowski Fonseca, Springer, Berlin–Heidelberg–New York.
- Ciałowicz B., Malawski A. [2012], *The Role of Households in the Schumpeterian Innovative Evolution – An Axiomatic Set-up*, The 14th International Schumpeter Society Conference, University of Queensland, Brisbane, Australia.
- Ciałowicz B., Malawski A. [2013], *Demand-driven Schumpeterian Innovative Evolution* [w:] *Innovative Economy as the Object of Investigation in Theoretical Economics*, red. A. Malawski, Cracow University of Economics Press, Cracow.
- Ciałowicz B., Malawski A. [2014], *The Logic of Imitative Processes: Imitation as Secondary Innovation – An Axiomatic Schumpeterian Analysis*, The 15th International Schumpeter Society Conference (ISS), Friedrich Schiller University, Jena, Germany.
- Ciałowicz B. [2014], *Rola imitacji w schumpeterowskiej ewolucji innowacyjnej – ujęcie aksjomatyczne* [w:] *Statystycy, ekonometrycy i matematycy Polski Południowej dla rozwoju badań społeczno-ekonomicznych*, red. J. Pocięcha, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków.
- Ciałowicz B. [2015], *Analysis of Consumer Innovativeness in an Axiomatic Approach*, 51 Jubileuszowa Konferencja Statystyków, Ekonometryków i Matematyków Polski Południowej, Wojanów, Polska.
- Ciałowicz B. [2016], *Innowacyjność konsumentów w procesie dyfuzji innowacji – ujęcie aksjomatyczne* [w:] *Matematyka i informatyka na usługach ekonomii*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Clark R.A., Goldsmith R.E. [2006], *Interpersonal Influence and Consumer Innovativeness*, „International Journal of Consumer Studies”, vol. 30, nr 1, <http://doi.org/10.1111/j.1470.6431.2005.00435.x>.
- Debreu G. [1959], *Theory of Value*, Wiley, New York.
- Hanusch H., Pyka A. [2007a], *A Roadmap to Comprehensive Neo-Schumpeterian Economics* [w:] *Elgar Companion to Neo-Schumpeterian Economics*, red. H. Hanusch, A. Pyka, Edward Elgar, Cheltenham–Northampton.
- Hanusch H., Pyka A. [2007b], *Principles of Neo-Schumpeterian Economics*, „Cambridge Journal of Economics”, vol. 31, nr 2, <https://doi.org/10.1093/cje/bel018>.
- Malawski A. [1999], *Metoda aksjomatyczna w ekonomii*, Ossolineum, Wrocław.
- Malawski A. [2005], *A Dynamical System Approach to the Arrow-Debreu Theory of General Equilibrium* [w:] *The 9th World Multi-Conference on Systemics, Cybernetics and Informatics*, International Institute of Informatics and Systemics, Orlando, Florida.
- Malawski A., Woerter M. [2006], *Diversity Structure of the Schumpeterian Evolution. An Axiomatic Approach*, Arbeitspapiere/Working Papers of the Swiss Institute for Business Cycle Research, nr 153, KOF, Zürich.

- McMeekin A., Tomlinson M., Green K., Walsh V. [2002], *Innovation by Demand: An Interdisciplinary Approach to the Study of Demand and Its Role in Innovation*, Manchester University Press, Manchester–New York.
- Nelson R.R., Winter S.G. [1982], *An Evolutionary Theory of Economic Change*, Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge.
- Rogers E.M. [1962], *Diffusion of Innovations*, The Free Press, New York.
- Saam N.J. [2005], *The Role of Consumers in Innovation Processes in Markets*, „Rationality and Society”, vol. 17, nr 3, <https://doi.org/10.1177/1043463105055465>.
- Schumpeter J.A. [1912], *Die Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung*, Duncker & Humblot, Leipzig.
- Sibirskij K.S., Szube A.S. [1987], *Semidynamical Systems (Topological Theory)*, Sztinca, Kiszyniów.
- Tarde G. [1890], *Les lois de l'imitation. Psychologie économique*, tome premier, red. F. Alcan, Bibliothèque de philosophie contemporaine, Ancienne Librairie Germer Baillière et Cie, Paris.

An Analysis of the Role Consumer Loans Play in the Diffusion of Innovation – an Axiomatic Approach

(Abstract)

The paper's aim is to formally analyse the role consumer loans play in the process of diffusing innovation. To that end, the following tools are employed: a set-theoretical and topological apparatus borrowed from general equilibrium theory and a static model of the Debreu economy with money in the form of a multi-range relational system. Specific extensions are defined for this model with respect to innovative changes in a consumption sphere or imitative changes in the production sphere. A formal definition of the diffusion of innovation is then introduced and analysis of the role of consumer loans in this process is presented. Finally, it is shown that consumer loans may improve the process' ultimate equilibrium.

Keywords: consumer loans, the process of diffusing innovation, Debreu monetary economy, Schumpeterian innovative evolution, axiomatic analysis.

Viktor Shevchuk

Roman Kopych

The Macroeconomic Effects of German Fiscal Austerity under Different Exchange Rate Regimes: The Experience of Central and Eastern European Countries*

Abstract

According to a familiar two-country Mundell-Fleming framework, the policy of fiscal austerity in Germany should be restrictionary for other European countries with a floating exchange rate, while there is a possibility of an expansionary effect for countries with a peg. Using quarterly data of eight Central and Eastern European countries over the 2002–2014 period, it is found with a four-variable VAR model that fiscal austerity in Germany leads to an increase in the money supply and output, while the effects on the real exchange rate are marginal. Our results contrast with several other studies, that imply that the policy of fiscal stimulus in Germany is beneficial for other European countries. Our results could be interpreted in such a way that demand and competitiveness effects are outweighed by the effect of international flows. A strongest expansionary effect is obtained for Bulgaria, Slovakia and Latvia, which maintain fixed exchange rates, while

Viktor Shevchuk, Cracow University of Technology, Institute of Economics, Sociology and Philosophy, 31-155 Kraków, ul. Warszawska 24, Poland, e-mail: vshevchuk@pk.edu.pl

Roman Kopych, Ivan Franko National University of Lviv, Department of International Economic Relations, 79000 Lviv, 1 Universytetska str, Ukraine, e-mail: kopych_r@bigmir.net

* The authors gratefully acknowledge financial support from the Cracow University of Technology (research project F-4/30/2014/DS).

expansionary effects are weaker for countries with greater exchange rate flexibility, such as Poland, Hungary and the Czech Republic.

Keywords: fiscal austerity, Germany, exchange rate regime, Central and Eastern European countries, the Mundell-Fleming model.

JEL Classification: C5, E6, H6.

1. Introduction

It is quite common to blame Germany's policy of fiscal austerity for slow recovery in the eurozone and other European countries (Karger 2014, pp. 33–53; Krugman 2013; Zezza 2012, pp. 37–54), especially in the post-crisis economic environment. There is no lack of arguments maintaining that the government-spending multiplier can be much larger than the one used during recessions (Auerbach & Gorodnichenko 2012, pp. 1–27), financial crises (Corsetti, Meier & Müller 2012, pp. 521–565) and/or if monetary policy is constrained by the zero lower bound (ZLB) on the nominal interest rates (Christiano, Eichenbaum & Rebelo 2011, pp. 78–121). However, fiscal austerity can be justified when public debt and sovereign risk are high (Müller 2014, pp. 243–258; Ilzetzki, Mendoza & Végh 2013, pp. 239–254). Also, uncertainty about fiscal policy can cause large declines in consumption, investment, and output under ZLB, thus reversing one of the most powerful arguments in favour of fiscal stimuli and the accumulation of public debt (Johannsen 2014). If austerity in Germany reduces uncertainties related to the sovereign debt in the euro area, it can contribute to deviations of sovereign borrowing costs from their long-run equilibrium levels (Veld 2013).

In the wider context of an open-economy setting, traditional analysis based on the Mundell-Fleming model implies that the fiscal multiplier is larger under a fixed exchange rate system, while it is supposed to be zero in economies with a freely floating exchange rate (Born, Juessen & Müller 2013, pp. 446–465). More open economies are supposed to have stronger fiscal spillovers due to larger trade and capital flows, although the combined effect depends on the relative strength of foreign demand, relative price and capital flow channels (Veld 2013).

For an unbalanced panel of OECD countries over the 1985 to 2011 period, it has been found by Born, Juessen and Müller (2013, pp. 446–465) that the difference in the fiscal multiplier across exchange rate regimes is driven by differences in the monetary policy stance, as in the Mundell-Fleming model, but that is due to the level of private expenditure being adjusted rather than a redirection of trade flows. Similar results were obtained by Cardi and Müller (2011, pp. 256–267) for an open economy version of the neoclassical model with endogenous terms of trade and habit persistence in consumption, as the current account tends to be

larger and the effects on output more routed in more open economies. Assuming asymmetrical changes in the current account, this implies a stronger positive spillover effect of German austerity on other European countries. However, the empirical results do not provide support for austerity spillovers in European countries (Beetsma, Giuliodori & Klaassen 2006, pp. 640–697; Ivanova & Weber 2011).

The aim of this study is to examine, using empirical evidence, the importance of German fiscal austerity upon several Central and Eastern European (CEE) countries, with a focus upon exchange rate regimes. A two-country Mundell-Fleming model is used as the framework for explaining potential differences between fiscal spillovers under fixed and floating exchange rate regimes. Among the countries to be studied, the Czech Republic, Hungary, Poland and Romania have maintained a floating exchange rate regime, while Bulgaria, Slovakia, Estonia and Latvia have followed a policy of exchange rate stability.

The remainder of the paper is organised as follows. Section 2 presents the theoretical framework. Section 3 outlines the data and statistical methodology. Section 4 discusses the estimation results and Section 5 concludes.

2. Theoretical Framework

For the purpose of explaining the basic relationships, a two-country Mundell-Fleming model is used (in logs), as follows (McCallum 1996, pp. 111–115):

a) CEE countries

$$y_t = a_0 + a_1(m_t - p_t) + a_2g_t - a_3r_t + a_4q_t + a_5y_t^*, \quad (1)$$

$$m_t - p_t = b_0 + b_1y_t - b_2R_t, \quad (2)$$

$$r_t = R_t - (E_t p_{t+1} - p_t), \quad (3)$$

$$r_t = r_t^* + E_t e_{t+1} - e_t, \quad (4)$$

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t, \quad (5)$$

b) Germany

$$y_t^* = a_0 + a_1(m_t^* - p_t^*) + a_2g_t^* - a_3r_t^* - a_4q_t + a_5y_t, \quad (6)$$

$$m_t^* - p_t^* = b_0 + b_1y_t^* - b_2R_t^*, \quad (7)$$

$$r_t^* = R_t^* - (E_t p_{t+1}^* - p_t^*), \quad (8)$$

where y_t and y_t^* , R_t and R_t^* , r_t and r_t^* , g_t and g_t^* , m_t and m_t^* are domestic and foreign income (output), nominal and real interest rates, budget deficit, and money supply, respectively, q_t and e_t are real and nominal exchange rates (domestic currency price of foreign exchange), with p_t and p_t^* denoting domestic and foreign price indexes, $E_t e_{t+1}$ are expectations of exchange rate depreciation.

As an open economy extension of the familiar IS-LM model, the Mundell-Fleming model accounts for the balance-of-payments (BOP) constraints, in addition to equilibrium conditions on the goods and services market (IS) and on the money market (LM). Taking into account the BOP equilibrium (the Mundell-Fleming is often referred to as the IS-LM-BP model), it is possible to establish the neutrality of fiscal policy in respect to income for the floating exchange rate regime under perfect capital mobility measured as the capital flows' sensitivity to the interest rate differential between the home country and world financial markets being in sharp contrast to the maximum effectiveness of expansionary fiscal policy under a fixed exchange rate regime. For a fixed exchange rate regime, the Mundell-Fleming model implies money supply neutrality in respect to income under assumption of a small open economy, but this result does not hold in the case of a two-country setting. For comparison, the IS-LM model implies an increase in income following both fiscal and monetary expansions.

Equations (1) and (6) present familiar IS relationships for both economic areas. The usual assumption is that national income is determined by the budget deficit, the wealth effect (determination of private consumption by the real money supply), the real interest rate, relative prices and income abroad. Fiscal stimulus expands demand and thus should have favourable spillovers to foreign trade partners through a higher demand for their exports. On the other hand, a likely demand-driven increase in domestic prices should inhibit exports and enhance imports, thus weakening the magnitude of income expansion. Both demand and relative price effects are favourable for trade partners. The outcomes are just the opposite for fiscal austerity, which is supposed to reduce domestic demand and growth, with a negative spill-over effect in other countries.

Money market equilibriums are defined in equations (2) and (7). Money supply is determined in real terms. As is assumed in the LM framework, demand for real money is proportional to output and inversely related to the interest rate. Equations (6)–(8) for Germany are analogous to equations (1)–(3) for the CEE countries, with y_t playing the same role in (6) as y_t^* does in (1). For simplicity, the values of the a_t and b_t parameters are assumed to be the same across both economic areas, but this restriction is not crucial for the analysis of fiscal policy issues.

While the real interest rate r_t is relevant to the IS specification of supply and demand choices in the loan market, the demand for real money balances, according to the LM function, is based upon the nominal rate of interest R_t . In equation (3), the real interest rate r_t is the difference between the nominal interest rate R_t and the expected or anticipated value of $E_t p_{t+1} - p_t$ as of period t . As specified in equation (4), the real interest rate is dependent upon expectations of nominal exchange rate depreciation. The uncovered interest parity is based on the assumption that domestic and foreign securities are close substitutes, but their yields are not equal

due to determination in different currencies. If it is expected that the domestic currency will depreciate over the next period, then one-period interest rates in the home economy will tend to rise.

The real exchange rate (RER) is defined in equation (5) on the purchasing power parity basis, implying that relative prices are dependent upon a nominal exchange rate and domestic (CEE countries) and foreign (Germany) price levels.

Assuming price stability ($E_t p_{t+1} = p_t$) and the lack of expectations of exchange rate depreciation $E_t e_{t+1} = e_t$, it is not only the real and nominal rates that are equal ($r_t = R_t$), but nominal rates in both economic areas become equal as well ($R_t = R_t^*$). For the purpose of short-run analysis with sticky prices and perfect capital mobility ($r_t = r_t^*$), the list of endogenous variables under a fixed exchange rate regime becomes as follows: $y_t, y_t^*, r_t, m_t, m_t^*$. For a floating exchange rate regime, the endogenous variables are: y_t, y_t^*, r_t, e_t , and q_t . Assuming a stable money supply in a two-country system ($M = \text{const}$), q_t also becomes an endogenous variable for a fixed exchange rate regime.

Figures 1 and 2 show the short-run response in both economic areas to a decrease in the budget deficit in Germany alone under assumptions of a floating and a fixed exchange rate, respectively. Since $a_3 < 0$, the IS curve representing equations (1) and (6) is downward sloping in the r - y plane. As demand for money increases in line with the level of income, the LM curve will slope upward.

The policy of fiscal austerity in Germany shifts IS_0^* to IS_1^* , which results in a decrease in income from Y_0^* to Y_1^* and downward pressure on the interest rate. As there is a contraction in Germany, it reduces demand for exports from CEE countries, shifting their demand scheduler downward from IS_0 to IS_1 . Further, because the interest rate in Germany at r_1^* is not consistent with equilibrium, some adjustment is needed. In models (1)–(8), the interest rate differential in favour of CEE countries results in capital inflow from Germany followed by exchange rate appreciation. Consequently, demand recovers to IS_2^* in Germany and further falls to IS_2 in the CEE countries. The new equilibrium is such that income decreases in both economic areas while the exchange rate appreciates in the CEE countries. On the whole, austerity policy in Germany seems to be counterproductive, as its opponents used to argue.

However, macroeconomic developments could be quite different under exchange rate stability. While fiscal austerity is still restrictionary for Germany, it is possible to obtain an expansionary spillover to the CEE countries (Fig. 2). As in the previous case of a floating exchange rate, a decrease in the budget deficit shifts demand in Germany leftward from IS_0^* to IS_1^* . This time, however, capital outflow from Germany is combined with a decrease in the money supply from LM_0^* to LM_1^* , which deepens the fall in income to Y_2^* . On the other hand, monetisation of capital inflows to CEE countries, as shown by the rightward shift of

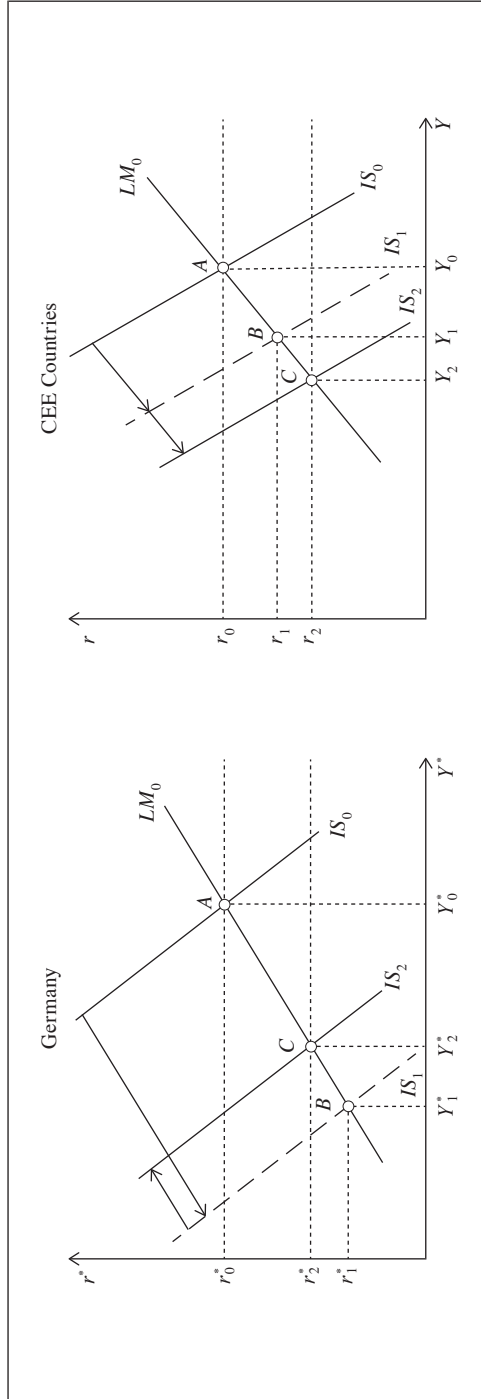


Fig. 1. Fiscal Austerity Effects under a Floating Exchange Rate Regime
Source: authors' own study.

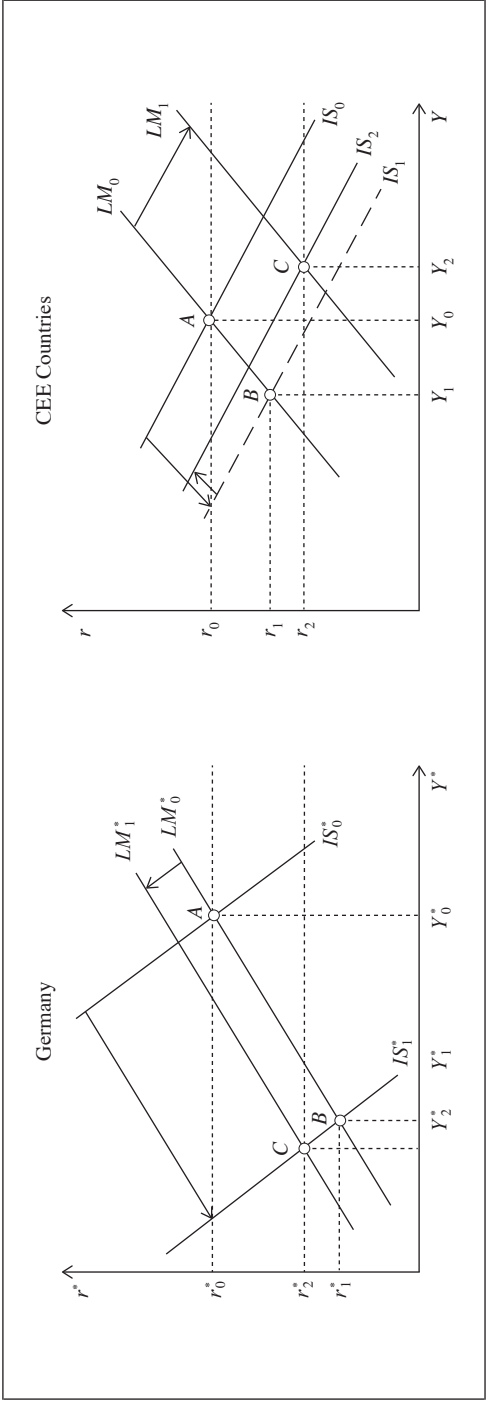


Fig. 2. Fiscal Austerity Effects under a Fixed Exchange Rate Regime

Source: authors' own study.

LM scheduler from LM_0 to LM_1 , allows the initial downward shift in demand from IS_0 to IS_1 to be neutralised, with an expansionary outcome not being ruled out. The expansionary effect is more likely in the cases of 1) higher income elasticity in respect to the interest rate, 2) a larger interest rate differential and 3) a stronger wealth effect in the demand for goods and services. Following an increase in the money supply, there is an increase in demand from IS_1 to IS_2 , which helps to compensate partially for an initial fall in demand due to a lower level of income abroad, i.e. in Germany.

All said, maintaining a fixed exchange rate regime seems to offer CEE countries much better prospects for avoiding a decline in income by way of a fiscal austerity policy in Germany. Another possible source of an expansionary spillover is the endogeneity of risk premium in respect to fiscal austerity abroad. If there is a decline in the risk premium due to fiscal austerity, it should stimulate demand in the private sector and thus contribute to an increase in income.

3. Data and Statistical Methodology

Our VAR model includes four variables: the budget balance in Germany (as a percent of GDP), $bdger_t$, the money supply (in percentage points of money aggregate M2 relative to trend), mc_t , the log of the real effective exchange rate (index, 2010 = 100), rer_t , output (in percentage points of GDP relative to trend), yc_t . Quarterly data for the 2002–2014 period are used, dependent on the availability of particular time series for individual countries. Data on the German budget balance are obtained from the Eurostat database. All other series are obtained from the IMF's International Financial Statistics database (www.imf.org).

Germany's budget balance is used in its structural form, i.e. adjusted for a lagged business cycle position. As presented in Fig. 3, the budget surplus had been substantial over the 2006–2008 period and again in 2011–2012, with a somewhat smaller surplus since then. According to the Augmented Dickey-Fuller (ADF), it is not possible to reject the null hypothesis of a unit root for the cyclically adjusted German budget balance at a 1-percent level of confidence; however, that is not the case for the unadjusted budget balance series.

Because the money supply and output series are used in their cyclical form, both variables are stationary across all countries (Table 1). The same conclusion could be drawn in respect to the first differenced RER series. According to the ADF tests, no significant differences are observed between the countries with a floating exchange rate (the Czech Republic, Poland, Hungary and Romania) and those with a fixed exchange rate (Bulgaria, Slovakia, Estonia and Latvia). As suggested by the Johansen test, there is no co-integration between $bdger_t$,

mc_t , Δrer_t , and yc_t (the results are not reported in this article but are available on request). Consequently, the use of the VAR model including all four endogenous variables is quite reasonable.

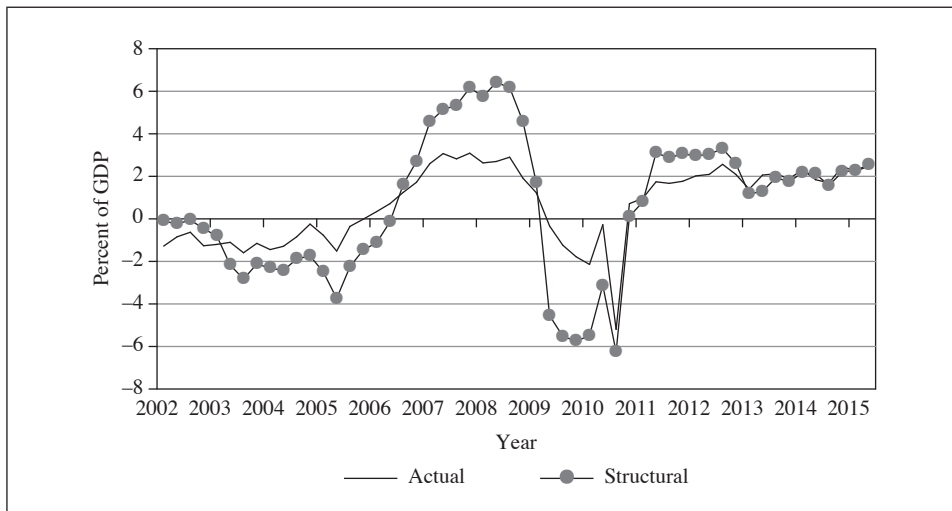


Fig. 3. Germany’s Budget Balance (Percent of GDP), 2002–2015

Source: www.ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets.

Table 1. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test

| Country | Data sample | mc_t | Δrer_t | yc_t |
|----------------|---------------|-----------|----------------|----------|
| Czech Republic | 2002Q1:2014Q4 | -1.99** | -7.33*** | -1.64* |
| Poland | 2002Q1:2015Q1 | -3.14*** | -6.58*** | -2.11** |
| Hungary | 2002Q1:2014Q4 | -2.51** | -6.79*** | -2.95*** |
| Romania | 2002Q1:2014Q4 | -10.44*** | -5.46*** | -3.14*** |
| Bulgaria | 2002Q1:2014Q4 | -2.28** | -2.48** | -3.56*** |
| Slovakia | 2002Q1:2008Q4 | -2.15** | -4.30*** | -2.41** |
| Estonia | 2002Q1:2010Q4 | -2.45** | -2.44** | -2.96*** |
| Latvia | 2002Q1:2013Q3 | -2.01** | -5.22*** | -2.79*** |

Note: *** null hypothesis of a unit root can be rejected at a 1-percent, ** – at a 5-percent and * – at a 10-percent level of confidence.

Source: authors’ own study.

When the endogenous variables are collected in the k -dimensional vector X_t , the reduced-form VAR model can be expressed as follows:

$$X_t = C + A(L)X_{t-1} + u_t, \tag{9}$$

where C includes deterministic terms (both constant and linear trend), $A(L)$ is a matrix polynomial in the lag operator L , and u_t is a $k \times 1$ vector of reduced-form disturbances which are assumed to be normally distributed white noise $E[u_t] = 0$ with a constant covariance matrix $E[u_t u_t'] = \Sigma_u$ and $E[u_t u_s'] = 0$ for $s \neq t$.

The vector of endogenous variables, X_t , is given by $X_t = [bdger_t, mc_t, \Delta rer_t, yc_t]$. It is assumed that the German budget balance affects the money supply and/or RER on impact. Then the foreign income, money supply and relative price effects are responsible for changes in the business cycle.

As suggested by the Akaike criterion, VAR models with one lag are estimated for Estonia and Latvia, with two lags for Hungary, Poland and Slovakia, with three lags for the Czech Republic and Romania, and with four lags for Bulgaria. Among the exogenous variables, the London Interbank Offer Rate (LIBOR) and a dummy for the 2008–2009 financial crisis are used in order to improve the statistical properties of individual country VAR models. In all cases, VAR model residuals have passed stationarity tests.

While a panel VAR model quite often is considered a better way of estimating relationships between macroeconomic variables with a focus upon generalised policy implications, it is perhaps more viable to start with individual country studies. First, there could be important heterogeneity in the macroeconomic relationships across individual countries explained by structural features or policy regimes, such as the choice of the exchange rate system, which is masked by pooling the data. Consequently, it may be misleading to draw a general policy implication that applies to a broad group of countries on the basis of panel model estimates. Second, individual country studies allow for useful comparisons and classifications across different analytical channels. It is then possible to generalise the results with a panel VAR in order to obtain estimates not affected by significant domestic differences. For example, a panel VAR could provide somewhat stronger evidence in support of fiscal spillovers if it did not account for differences across country-specific exchange rate arrangements.

4. Estimation Results

Our results for the VAR model regarding the dynamic effects of an exogenous increase in Germany's budget balance upon the RER, money supply and output of eight CEE countries are presented in Fig. 4 to 6, respectively (EViews 6.1 software was used to make the computations). On the vertical axes, the RER is measured in first differences of its log-level (Fig. 4), and both money supply and GDP are measured in the percentage deviation from trend. The horizontal axis measures time in quarter units. For analytical comparisons, the impulse responses of our

four-variable VAR model (in blue) are presented jointly with impulse responses for a three-variable VAR model with no money supply (red).

Regardless of the exchange rate regime and other country-specific features, Germany's budget balance seems not to have any significant effect on the RER (Fig. 4). Results do not differ from those obtained from a VAR model with three variables not including money supply (in red). Romania is the only country showing a statistically significant effect on impact, but it is short-lived. Contrary to the predictions of the Mundell-Fleming model, fiscal austerity in Germany is associated with a sharp depreciation of the local Romanian currency. In general, there is no support for the results obtained by Born, Juessen and Müller (2012, pp. 446–465): specifically, that the RER appreciates significantly under the peg following an expansionary fiscal shock (this implies depreciation of the RER for fiscal austerity). It should be mentioned, however, that they studied the effects of domestic fiscal policy, not spillovers from foreign fiscal shocks.

As expected, fiscal austerity in Germany led to an increase in the money supply in Bulgaria and Slovakia, both of which maintained a fixed exchange rate regime (Fig. 5). However, the same relationship is observed for the Czech Republic, Poland and Romania, which have followed a floating exchange rate policy. This could be seen as an argument favouring 'fear of floating', when the central bank tries to avoid any deviations from the perceived equilibrium trend which are considered excessive¹. Ultimately, a *de jure* floating exchange rate regime starts to resemble a peg when the money supply adjusts to external macroeconomic shocks, such as that of fiscal austerity in Germany. In this respect, our results contrast with the findings of Windberger, Crespo Cuaresma and Walde (2012) made on the basis of weekly data for changes in the three-month interbank rate and the exchange rates vis-à-vis the euro that the Czech Republic, Hungary and Poland have had a significant degree of monetary independence over the 2002–2011 period.

For Hungary, a decrease in the money supply on impact is reversed with six to eight quarter lags, probably reflecting the effects of sterilisation policy. On the other hand, the link between fiscal austerity in Germany and domestic money supply was not detected for Latvia or, to a lesser extent, Estonia, as such austerity is not consistent with the standard assumptions for a fixed exchange rate that both countries have been practicing over the last decade. One explanation could be the central bank's attempt to sterilise the capital inflows in order to avoid likely inflationary developments.

¹ Formally, the term 'fear of floating' characterises a situation where the announced intention to float a currency is not honoured in deeds as well as in words, reflecting the lack of central bank credibility, a high pass-through of exchange rates to prices and inflation targeting (Calvo & Reinhart 2002, pp. 379–408). One of the recent explanations of the fear of floating refers to the central bank overestimation of the unfavourable balance sheet effect (Bigio 2010, pp. 1923–1950).

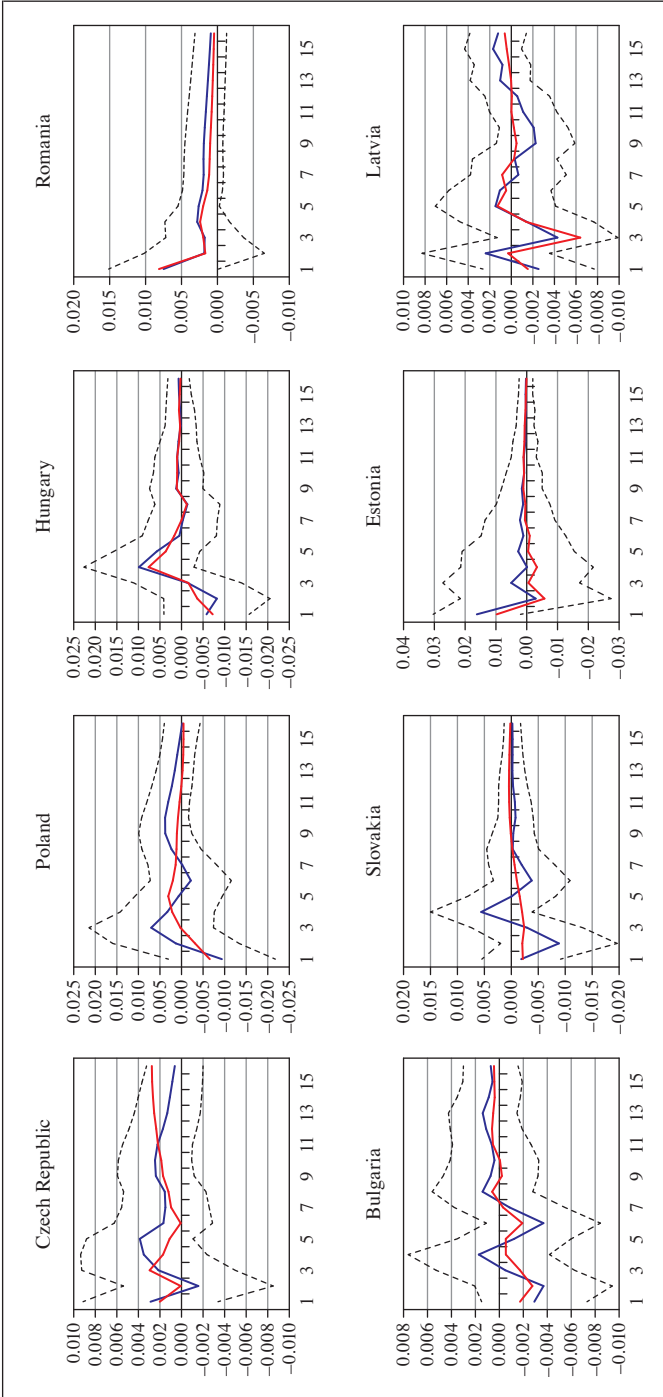


Fig. 4. Germany's Budget Balance Effects on the RER (in First Differences)

Note: the upper and lower bounds represent a two-standard deviation confidence interval. Here and hereafter impulse responses from a four-variable VAR (German budget balance, money supply, RER, output) are presented in blue, while those for a three-variable VAR (German budget balance, RER, output) are given in red.
 Source: authors' own calculations.

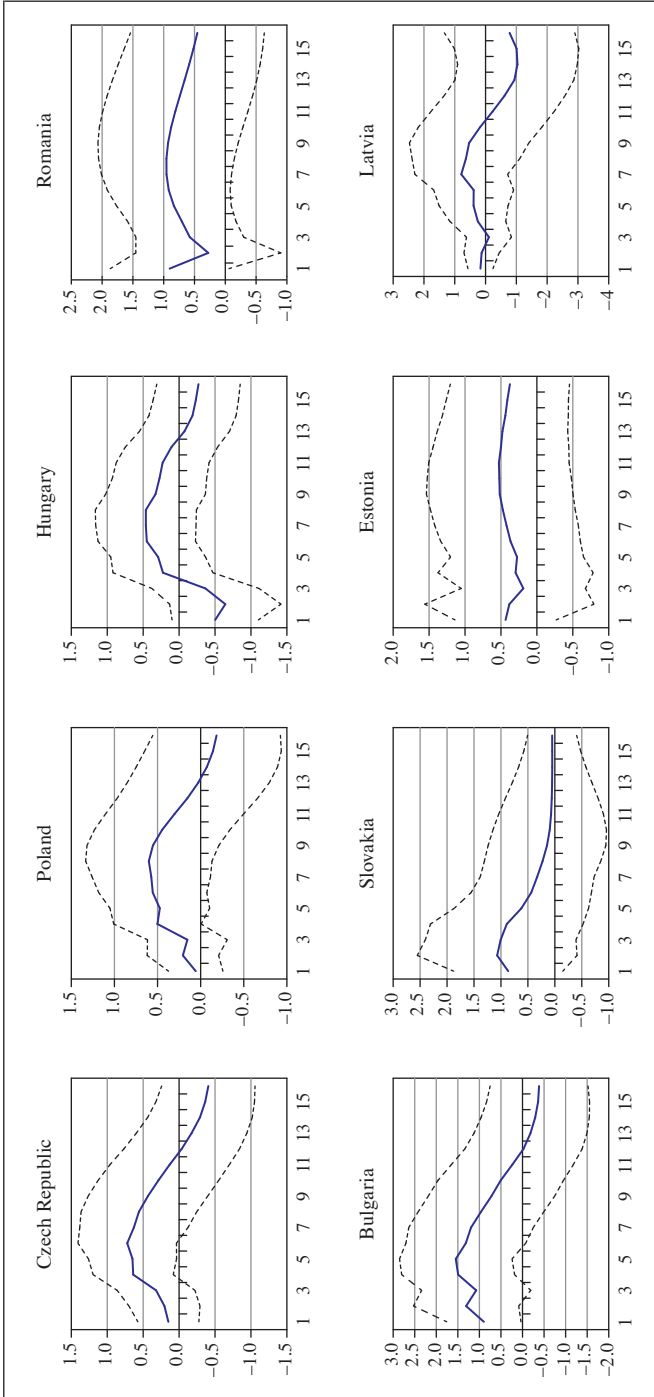


Fig. 5. Germany's Budget Balance Effects on the Money Supply (the Percentage Deviation from Trend)

Source: authors' own calculations.

For all countries, the response of output to German austerity is uniformly positive in the short run, with a gradual decline after the initial impulse (Fig. 6). However, there are several differences in the dynamic adjustment across exchange rate regimes as well as between countries with a floating exchange rate regime. Under fixed rates, the average quarterly effect ranges between 0.22 (Estonia) and 0.55 (Slovakia) for the first year after the shock. This means that a percentage point of an improvement in Germany's budget balance contributes to an increase in GDP above its trend by 0.22 and 0.55%, respectively. For Estonia, the positive spillover effect is as high as 0.68% of cyclically adjusted output growth, but it fades quickly. For three other countries with a fixed exchange rate, the impact of German austerity is quite persistent, as during the second year the magnitude of the effect declines only by a third.

It is worth noting that accounting for a money supply channel does not much change the the shape of the impulse function for Bulgaria and Latvia, but some differences are observed for Slovakia and Estonia. In Slovakia, the effect of fiscal austerity on impact becomes insignificant, with a somewhat stronger effect in the long run if it is compared with a VAR model without including the money supply. For Estonia, the difference in results between the two VAR models is just the opposite. If the money supply effects are not controlled for, the pro-growth effect of German fiscal austerity becomes much stronger on impact, while undergoing a deeper correction in the long run.

With the exception of Romania, the impact of German austerity is much weaker and less persistent for countries with a floating exchange rate regime. The impact effect for the Czech Republic, Hungary and Poland comes in at 0.31, on average, per quarter, which is about half of the effect upon countries with a fixed exchange rate regime (excluding Estonia). Moreover, the fiscal spillover fades away completely during the second year after the austerity shock for Hungary and the Czech Republic, while being halved for Poland. For Hungary and the Czech Republic, there is evidence that a short-run expansionary effect is reversed with a lag of eight to 12 quarters; the fiscal shock from Germany then becomes neutral in respect to output. As for Romania, the second-year effect increases to 0.49, which has similarities to Latvia and Slovakia that follow a different exchange rate peg policy. In accordance with policy implications for a floating exchange rate regime, there is little difference between the impulse response functions of VAR models with and without the money supply as the endogenous variable.

Our estimates support previous studies (for instance, see Born, Juessen and Müller 2013, pp. 446–465) which have found that fiscal multipliers are larger under a peg. However, there is no support for the findings of Beetsma, Giuliodori and Klaassen (2006, pp. 640–687) that a fiscal stimulus in Germany leads to an increase in output abroad. For the CEE countries, it is just the opposite. Among

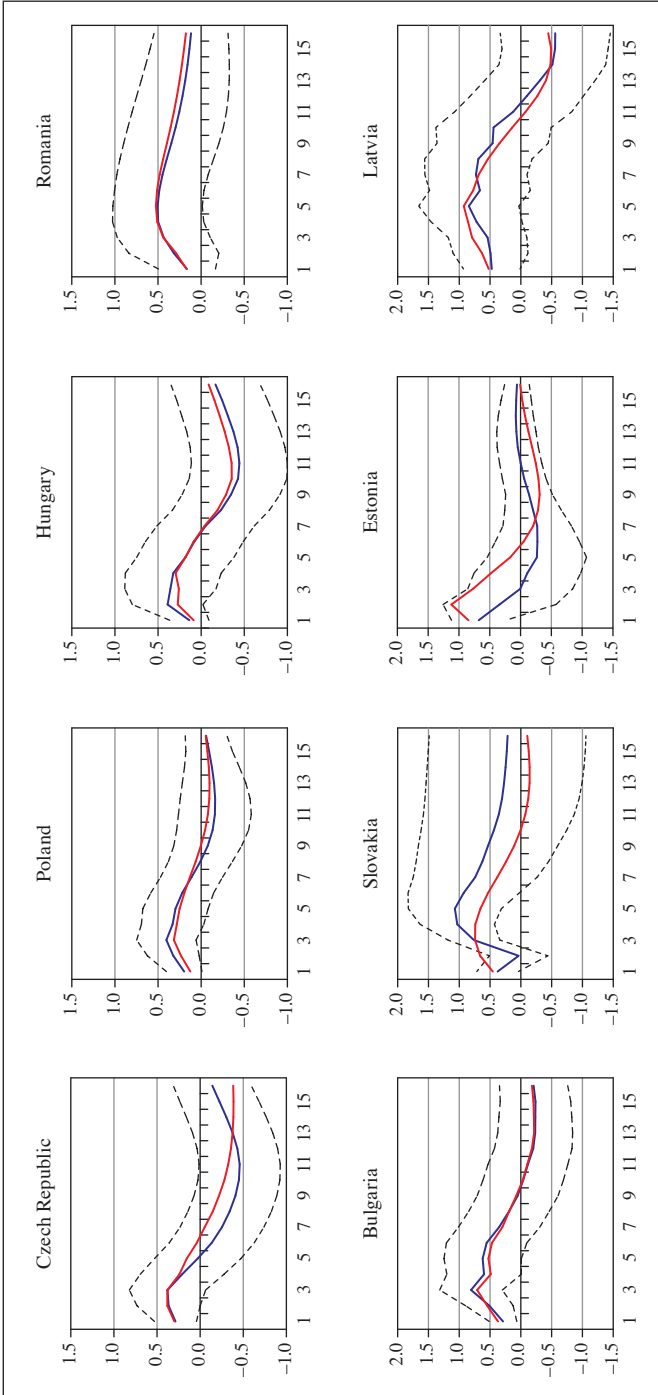


Fig. 6. Germany's Budget Balance Effects on Output Growth (the Percentage Deviation from Trend)

Source: authors' own calculations.

different spillover channels, our results suggest that demand and competitiveness effects are outweighed by the effect of international flows. It could be argued that Germany's austerity is associated with lower uncertainty related to the sovereign debt and thus contributes to capital inflows into the CEE countries.

Table 2 reports the portion of the forecast error variance decomposition (FEVD) in the money supply, real exchange rate and output at different forecast horizons that is attributable to innovations in Germany's budget balance. It is not surprising that the highest share of Germany's budget balance in changes in the money supply is observed for Bulgaria and Slovakia, both of which have a fixed exchange rate regime. However, the money supply in Estonia and Latvia seems to be insulated from an external fiscal shock of German origin. Among countries with a floating exchange rate regime, Germany's budget balance amounts to a quarter of FEVD for the money supply for the Czech Republic and Romania, with a smaller share for Hungary and Poland.

Fiscal spillovers do not play a significant role in relative prices, as their contribution to changes in the RER is below 15% for six of the eight countries. It is only for Poland and Slovakia that the share of Germany's budget balance in the FEVD of RER approaches 20%. When compared with the results for a VAR model without the money supply, an extended VAR model yields a higher share for Germany's budget balance in the FEVD of RER for all countries except Hungary and Romania.

Slovakia is the most dependent on the German fiscal shock, with its share in the FEVD of output gradually decreasing from as high as 67% to 31%. German fiscal shocks account for a significant portion of changes in output for Bulgaria and the Czech Republic (above 30% at different time horizons), Latvia (between 20 and 30%), and Hungary and Romania (between 10 and 30%). For Estonia and Poland, fiscal spillovers seem to be much weaker. If compared with the results of a VAR model without model supply, there is a twofold increase in the share of German budget balance in the FEVD of output for the Czech Republic, with a decrease of the same magnitude for Poland. The results are comparable for the other countries.

Among other results, it is found that the RER depreciation contributes to a temporary increase in output above its trend in Estonia and Latvia (however, its contribution to changes in the business cycle does not exceed 10%), while the opposite short-run contractionary effect is observed in the Czech Republic (up to 30%) and Bulgaria (20%). For Hungary, Poland, Romania and Slovakia, the RER does not play any role in the business cycle.

The money supply is expansionary mostly in the countries with a peg, and its share in the FEVD of output stands at 30% for Bulgaria, 15% for Estonia and 10% for Latvia. However, excessive money supply proved highly restrictionary

in Slovakia, where about two-thirds of the changes in output is money-based. Changes in the money supply do not affect output in any of the countries with a floating exchange rate.

Table 2. Forecast Error Variance Decomposition

| Responses of | Innovations in | Country | Forecast horizons | | | |
|---------------------------------------|----------------|----------------|-------------------|----|----|----|
| | | | 4 | 8 | 12 | 16 |
| Money supply (mc_t) | $bdger_t$ | Czech Republic | 12 | 25 | 24 | 27 |
| | | Hungary | 14 | 17 | 18 | 19 |
| | | Poland | 18 | 14 | 13 | 13 |
| | | Romania | 8 | 17 | 23 | 26 |
| | | Bulgaria | 27 | 39 | 40 | 39 |
| | | Slovakia | 29 | 32 | 30 | 30 |
| | | Estonia | 6 | 7 | 11 | 13 |
| | | Latvia | 3 | 6 | 7 | 8 |
| Real exchange rate (Δrer_t) | $bdger_t$ | Czech Republic | 4 | 6 | 9 | 9 |
| | | Hungary | 10 | 11 | 11 | 11 |
| | | Poland | 17 | 17 | 17 | 18 |
| | | Romania | 7 | 9 | 10 | 11 |
| | | Bulgaria | 7 | 9 | 9 | 10 |
| | | Slovakia | 18 | 20 | 20 | 20 |
| | | Estonia | 12 | 12 | 12 | 12 |
| | | Latvia | 9 | 8 | 9 | 10 |
| Income (yc_t) | $bdger_t$ | Czech Republic | 14 | 17 | 30 | 34 |
| | | Hungary | 11 | 12 | 24 | 28 |
| | | Poland | 9 | 10 | 11 | 11 |
| | | Romania | 9 | 20 | 23 | 24 |
| | | Bulgaria | 32 | 37 | 35 | 35 |
| | | Slovakia | 67 | 55 | 37 | 31 |
| | | Estonia | 8 | 10 | 10 | 10 |
| | | Latvia | 19 | 33 | 27 | 28 |

Note: the fraction of FEVD for the money supply, real exchange rate and output explained by changes in Germany's cyclically adjusted budget balance is presented for the forecast horizons of 4, 8, 12 and 16 quarters.

Source: authors' own calculations.

The RER is influenced by the money supply in all countries with a floating exchange rate, with the share of money in FEVD ranging from 20% at most for

Poland to 30% for Hungary. While the money supply has no impact upon the RER for Bulgaria, Estonia and Latvia, it is quite different in Slovakia, where excessive money is a significant factor behind RER appreciation (its share in the FEVD approaches 20%). A direct link between the money supply and the RER implies a strong inflationary pass-through and does not contradict the result reported above: the money supply has a distinct restrictionary effect.

Finally, an increase in output is met with a loosening of monetary policy in all countries with a floating exchange rate, with the share of the business cycle in the FEVD of the money supply ranging from 15–20% for Poland to 25% for the Czech Republic and above 30% for Hungary. On the other hand, the money supply does not react to output in Bulgaria and Slovakia. For Estonia, there is an inverse relationship between output and the money supply, which could be explained by concerns about the inflationary consequences of Phillips curve-type economic boom. As for Latvia, a short-run decrease in the money supply reverses in the long run. For both Baltic States, the share of output in the FEVD of the money supply is very high, in excess of 40%.

5. Conclusions

For eight CEE countries (Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, Romania, Slovakia, Estonia and Latvia), it is found that Germany's fiscal austerity policy has positive expansionary spillovers on impact. Regardless of the exchange rate regime, one of the transmission mechanisms implies an increase in the money supply following an improvement in the German budget balance. This means that countries with a *de jure* floating exchange rate regime provide a policy of targeting the exchange rate *de facto*. As a consequence, capital inflow resulting from Germany's fiscal austerity policy becomes a factor behind an increase in the money supply for the CEE countries, thus leading to a demand-driven expansionary effect. On the other hand, the effects of Germany's budget balance on the real exchange rate of CEE countries are rather marginal, suggesting weakness of the relative price effect in foreign trade.

In full accordance with a two-country Mundell-Fleming model, the strongest expansionary spillover from German fiscal austerity is to be expected for Slovakia and Bulgaria, followed by Latvia, as all three countries maintain a fixed exchange rate regime. However, the expansionary effect is found to be rather insignificant for Estonia, another country with a peg. Expansionary effects are somewhat weaker for countries with a floating exchange rate regime, but there is not a single case with an output being contracted on impact in response to an improvement in the budget balance in Germany, as should be the case for a 'pure' floating within

the Mundell-Fleming theoretical framework. However, a restrictionary effect from the German fiscal shock in Hungary and the Czech Republic, with a lag of eight to 12 quarters, is likely. On the whole, our results contrast with several studies implying that a higher budget deficit in Germany is beneficial for other European countries. Among different spillover channels, demand and competitiveness effects seem to be outweighed by the effect of international capital flows.

Bibliography

- Auerbach A. J., Gorodnichenko Y. (2012), *Measuring the Output Responses to Fiscal Policy*, “American Economic Journal: Economic Policy”, vol. 4, no 2, <https://doi.org/10.1257/pol.4.2.1>.
- Beetsma R., Giuliodori M., Klaassen F. (2006), *Trade Spillovers of Fiscal Policy in the European Union: A Panel Analysis*, “Economic Policy”, vol. 21, no 48, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2006.00168.x>.
- Bigio S. (2010), *Learning under Fear of Floating*, “Journal of Economic Dynamics & Control”, vol. 34, no 10, <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2010.04.010>.
- Born B., Juessen B., Müller G. J. (2013), *Exchange Rate Regimes and Fiscal Multipliers*, “Journal of Economic Dynamics and Control”, vol. 37, no 2, <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2012.09.014>.
- Calvo G., Reinhart C. (2002), *Fear of Floating*, “Quarterly Journal of Economics”, vol. CXVII, no 2, <https://doi.org/10.1162/003355302753650274>.
- Cardi O., Müller G. J. (2011), *Habit Formation and Fiscal Transmission in Open Economies*, “Journal of International Economics”, vol. 85, no 2, <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.07.007>.
- Christiano L., Eichenbaum M., Rebelo S. (2011), *When Is the Government Spending Multiplier Large?*, “Journal of Political Economy”, vol. 119, no 1, <https://doi.org/10.1086/659312>.
- Corsetti G., Meier A., Müller G. J. (2012), *What Determines Government Spending Multipliers*, “Economic Policy”, vol. 27, no 72, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2012.00295.x>.
- Ilzetzki, E., Mendoza E., Végh C. (2013), *How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?*, “Journal of Monetary Economics”, vol. 60, no 2, <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.10.011>.
- Ivanova A., Weber S. (2011), *Do Fiscal Spillovers Matter?*, “IMF Working Paper”, no WP/11/211.
- Johannsen B. (2014), *When Are the Effects of Fiscal Policy Uncertainty Large?*, “Finance and Economics Discussion Series”, no 2014-40.
- Karger H. (2014), *The Bitter Pill: Austerity, Debt, and the Attack on Europe’s Welfare States*, “Journal of Sociology & Social Welfare”, vol. XLI, no 2.
- Krugman P. (2013), *Those Depressing Germans*, “The New York Times”, November 3.
- McCallum B. (1996), *International Monetary Economics*, Oxford University Press, Oxford, NY.
- Müller G. J. (2014), *Fiscal Austerity and the Multiplier in Times of Crisis*, “German Economic Review”, vol. 15, no 2, <https://doi.org/10.1111/geer.12020>.

- Veld J. (2013), *Fiscal Consolidations and Spillovers in the Euro Area Periphery and Core*, "European Commission Economic Papers", no 506.
- Windberger T., Crespo Cuaresma J., Walde J. (2012), *Dirty Floating and Monetary Independence in Central and Eastern Europe – The Role of Structural Breaks*, "University of Innsbruck Working Papers in Economics and Statistics", no 2012-21.
- Zeza G. (2012), *The Impact of Fiscal Austerity in the Eurozone*, "Review of Keynesian Economics", Inaugural Issue.

Działania oszczędnościowe w Niemczech oraz ich makroekonomiczne skutki dla rozmaitych systemów kursu walutowego – doświadczenie krajów Europy Środkowej i Wschodniej

(Streszczenie)

Zgodnie ze znanym modelem Mundella-Fleminga dla dwóch obszarów gospodarczych polityka oszczędnościowa w Niemczech powinna być jednoznacznie restrykcyjna dla innych krajów europejskich, które prowadzą politykę kursu płynnego, podczas gdy w wypadku kursu sztywnego istnieje możliwość otrzymania korzystnego efektu ekspansywnego. Na podstawie danych kwartalnych dla ośmiu krajów Europy Środkowej i Wschodniej z lat 2002–2014 stwierdzono z wykorzystaniem modelu VAR z czterema zmiennymi, że polityka oszczędnościowa w Niemczech prowadzi do zwiększenia podaży pieniądza i dochodu, ale nie ma wpływu na realny kurs walutowy. Nie potwierdziły się wyniki kilku innych badań, które przewidują, że zwiększenie deficytu budżetowego w Niemczech jest korzystne dla innych krajów europejskich. Otrzymane rezultaty mogą oznaczać, że mechanizmy popytu i relatywnych cen są zniwelowane przez przepływy kapitału. Najsilniejszy efekt ekspansywny otrzymano dla Bułgarii, Słowacji oraz Litwy, które prowadzą politykę kursu sztywnego. Efekty ekspansywne są słabsze w przypadku krajów, które charakteryzują się większą giętkością kursu walutowego, jak Polska, Węgry i Czechy.

Słowa kluczowe: działania oszczędnościowe, Niemcy, system kursu walutowego, kraje Europy Środkowej i Wschodniej, model Mundella-Fleminga.

Jacek Batóg

Krzysztof Dmytrów

Analiza ścieżek rozwoju gospodarczego polskich regionów

Streszczenie

Prezentowane w artykule badanie składa się z dwóch etapów. W pierwszym z nich dokonano analizy porównawczej poziomu rozwoju gospodarczego polskich województw w okresie 2000–2013. W drugim etapie ocenie poddany został stopień podobieństwa rozwoju poszczególnych regionów. W tym celu wykorzystano wybrane miary podobieństwa szeregów czasowych, a zwłaszcza metodę znaną w literaturze pod nazwą *dynamic time warping*. Punktem wyjścia tej metody jest stworzenie macierzy kosztów, która złożona jest z odległości między wszystkimi parami elementów analizowanych szeregów czasowych. Poszukiwaną miarą podobieństwa jest optymalna ścieżka „przejścia” między punktem początkowym a końcowym, która charakteryzuje się minimalną wartością skumulowanych indywidualnych odległości. Uzyskane wyniki wskazują na wysoki stopień podobieństwa dynamiki oraz na silne zróżnicowanie poziomu rozwoju polskich województw i mogą być wykorzystane w projektowaniu polityki regionalnej, w tym m.in. w określaniu, czy istnieją podstawy do tworzenia wspólnych programów spójności rozwoju dla określonych grup regionów.

Słowa kluczowe: rozwój regionalny, podobieństwo szeregów czasowych, *dynamic time warping*, kryzys gospodarczy.

Klasyfikacja JEL: C40, O11, O47, R11.

Jacek Batóg, Uniwersytet Szczeciński, Instytut Ekonometrii i Statystyki, Katedra Ekonometrii, 71-101 Szczecin, ul. Mickiewicza 64, e-mail: jacek.batog@usz.edu.pl

Krzysztof Dmytrów, Uniwersytet Szczeciński, Instytut Ekonometrii i Statystyki, Katedra Badań Operacyjnych i Zastosowań Matematyki w Ekonomii, 71-101 Szczecin, ul. Mickiewicza 64, e-mail: krzysztof.dmytrow@usz.edu.pl

1. Wprowadzenie

Umiejętna diagnoza w odniesieniu do gospodarczych, społecznych i terytorialnych aspektów polityki spójności może stać się podstawą prawidłowego określenia nie tylko celów tej polityki, takich jak zmniejszenie dysproporcji w poziomach rozwoju regionów, zwiększania ich konkurencyjności i wzrostu poziomu zatrudnienia, lecz również środków, które doprowadzą do ich osiągnięcia. W zależności od przyjętej koncepcji rozwoju regionalnego w nieco odmienny sposób formułowany jest zbiór decyzji podejmowanych przez polityków i decydentów gospodarczych. Teoretycy i praktycy gospodarczy odwołują się w tym przypadku najczęściej do następujących teorii: teorii neoklasycznej odnoszącej się do migracji siły roboczej i kapitału, teorii wzrostu endogenicznego wykorzystującej ideę potencjału innowacyjnego i otoczenia instytucjonalnego, teorii nowej geografii ekonomicznej opartej głównie na kształtowaniu się kosztów transportu i koncentracji działalności gospodarczej, teorii ewolucyjnej oraz teorii podkreślającej rolę eksportu i wysoko wyspecjalizowanych klastrów.

Bez względu na paradygmat rozwoju regionalnego, który zresztą co pewien czas ulega zmianie, prowadząc politykę w tym obszarze, stajemy często przed problemem oceny stopnia i podobieństwa rozwoju poszczególnych regionów. Jest to potrzebne m.in. przy programowaniu takich działań, jak program operacyjny Rozwój Polski Wschodniej, gdy musimy ustalić, które województwa mogą być włączone do programu oraz w jakich proporcjach należy podzielić między nie ogólną kwotę wsparcia. Kluczową rolę odgrywa w tym przypadku wykorzystanie zmiennej w postaci produktu krajowego brutto *per capita*, która oprócz tego, że stanowi podstawę podejmowania wielu decyzji nie tylko o charakterze gospodarczym, może być również wykorzystywana w ocenie nierówności dochodowych, w prognozowaniu migracji, dochodów budżetowych i popytu na pracę oraz w planowaniu wydatków na infrastrukturę.

Wiedza o pozycji danego regionu, zwłaszcza w odniesieniu do innych regionów, umożliwia wskazanie obiektu wzorcowego („[...] dzięki określeniu pozycji obiektu staje się możliwe wskazanie dla każdego obiektu innego obiektu, który go bezpośrednio wyprzedza, taki wyprzedzający obiekt może być modelem rozwoju dla obiektu wyprzedzanego [Hellwig 181, s. 63]”) oraz formułowanie ścieżek rozwoju pozwalających osiągnąć modelowy poziom rozwoju („[...] znajomość pozycji współrzędnych każdego obiektu umożliwia formułowanie prognoz różnych strategii rozwoju obiektu będącego przedmiotem zainteresowań badawczych, strategie te są formułowane za pomocą metody analogii, która polega na przyjęciu przypuszczeń, iż obiekt obserwowany osiągnie w przyszłości stan podobny do tych, które zostały dziś osiągnięte przez bardziej zaawansowanych rywali” [Hellwig 1981, s. 63]).

Analiza podobieństwa poszczególnych regionów może też prowadzić do wyodrębnienia klas regionów charakteryzujących się tym samym poziomem (wzorcem) rozwoju.

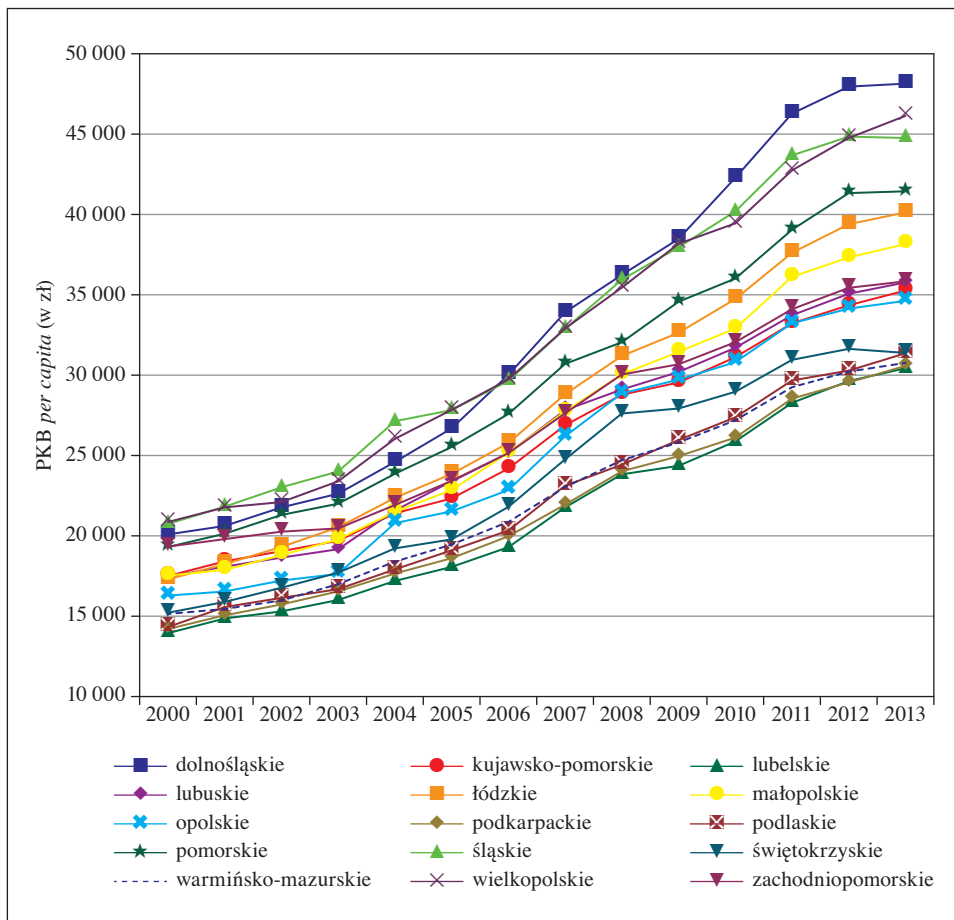
Podstawowym celem badania jest identyfikacja podobieństwa zmian poziomu rozwoju (mierzonego wartością produktu krajowego *per capita*) polskich województw w okresie 2000–2013. Szczególny akcent położono w tym przypadku na ocenę wpływu kryzysu gospodarczego, który rozpoczął się w 2007 r., na kształtowanie się tego podobieństwa.

2. Aktualne trendy w zakresie konwergencji regionalnej w Polsce

Od wielu lat zarówno w Polsce, jak i w innych krajach Unii Europejskiej obserwujemy zjawisko dywergencji dochodowej w ujęciu regionalnym. Wyniki dotychczasowych badań są zróżnicowane, jednak większość z nich wskazuje na niezadowalające rezultaty dotychczasowej polityki spójności w kontekście likwidacji regionalnych nierówności dochodowych [Batóg 2010, s. 165–167]. Wydaje się, że wzrost zróżnicowania stóp wzrostu gospodarczego oraz poziomu rozwoju poszczególnych regionów jest rezultatem rosnących regionalnych różnic w dostępie do czynników gospodarowania w postaci pracy, kapitału, jak również jakości otoczenia instytucjonalnego. Zjawisko rosnących nierówności dochodowych w Polsce obrazują rys. 1 i 2. Dla przejrzystości na wykresach nie zamieszczono województwa mazowieckiego, które stanowi obiekt nietypowy i charakteryzuje się znacząco wyższym poziomem PKB *per capita* w porównaniu do innych województw.

Poziom zróżnicowania dochodowego mierzony współczynnikiem zmienności zwiększył się z 0,21 do 0,25. Warto jednak zauważyć, że w latach spowolnienia gospodarczego 2002–2003 oraz 2008 obserwowany był chwilowy spadek nierówności dochodowych. PKB *per capita* najszybciej rósł w województwach dolnośląskim, łódzkim i mazowieckim, dla których średnie tempo zmian tej zmiennej osiągnęło w badanym okresie prawie 7%. Najniższą dynamiką wzrostu charakteryzowało się województwo zachodniopomorskie ze średnim tempem wzrostu na poziomie 4,86%.

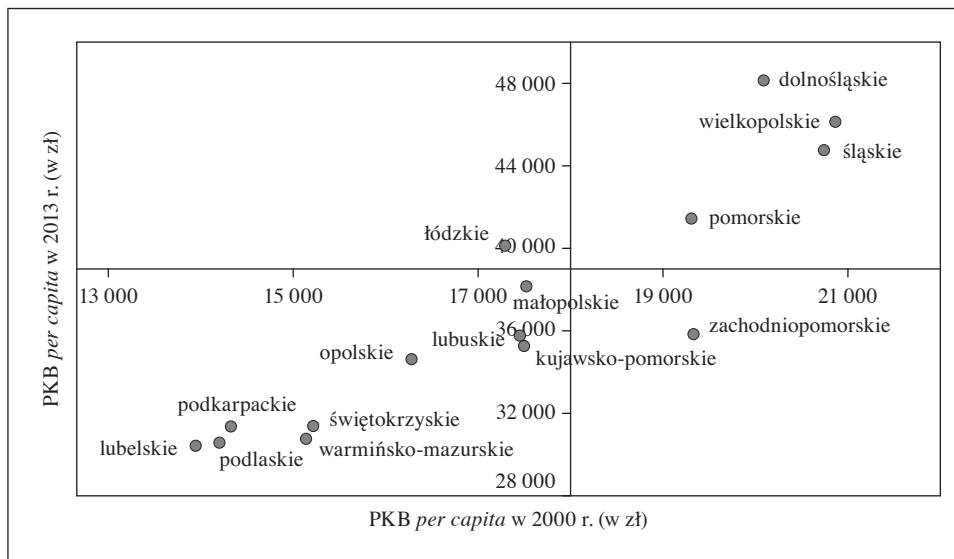
Jednocześnie wyraźnie ukształtował się podział polskich województw na grupę regionów o wysokim i utrzymującym się poziomie rozwoju (mazowieckie, dolnośląskie, wielkopolskie, śląskie i pomorskie), grupę regionów o stałym niskim poziomie rozwoju (podlaskie, lubelskie, podkarpackie, warmińsko-mazurskie i świętokrzyskie) oraz grupę regionów o przeciętnym poziomie rozwoju (łódzkie, małopolskie, zachodniopomorskie, lubuskie, kujawsko-pomorskie i opolskie).



Rys. 1. PKB *per capita* w polskich województwach w latach 2000–2013 (bez województwa mazowieckiego)

Źródło: obliczenia własne na podstawie Banku Danych Lokalnych, <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/dane> (dostęp: 12.04.2016).

Obserwowana tendencja, charakteryzująca się dużym stopniem zróżnicowania zmian poziomów rozwoju badanych regionów, utrudnia przewidywanie przyszłych wartości PKB *per capita* i powoduje, że zamiast prognozowania tej zmiennej dla całej gospodarki należy raczej budować modele prognostyczne dla poszczególnych regionów. Podejście to jest przy tym zgodne z wnioskami z prowadzonych badań, według których podejście bezpośrednie pozwala uwzględnić w procesie prognozowania zróżnicowanie reakcji poszczególnych składników PKB na zachodzące szoki ekonomiczne będące skutkiem specyfiki poszczególnych regionów, co



Rys. 2. Zmiana PKB per capita w polskich województwach w latach 2000–2013 (bez województwa mazowieckiego)

Źródło: obliczenia własne na podstawie Banku Danych Lokalnych, <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/dane> (dostęp: 12.04.2016).

proceeds to a decrease in prediction variance [Zellner i Tobias 2000, Marcellino, Stock i Watson 2003, Demers i Dupuis 2005].

3. Charakterystyka wykorzystanych miar

Wyznaczanie scenariuszy rozwoju regionów lub ich ścieżek rozwoju możliwe jest z wykorzystaniem bardzo zróżnicowanych podejść i metod. Dotyczy to również oceny stopnia podobieństwa rozwoju regionów. W celu określenia podobieństwa kształtowania się szeregów czasowych reprezentujących PKB per capita polskich województw w latach 2000–2013 wykorzystano dwie miary. Pierwszą z nich jest miara podobieństwa dwóch funkcji m zaproponowana przez M. Cieślak w pracy [Prognozowanie gospodarcze... 2001, s. 142], natomiast druga miara – *dynamic time warping* (DTW) – przedstawiona została m.in. w pracach [Sankoff i Kruskal 1999, Berndt i Clifford 1996].

Miara m umożliwia określenie stopnia podobieństwa funkcji f w przedziale P_1 do funkcji g w przedziale P_2 , a obliczana jest według wzoru:

$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i, \quad -1 < m \leq 1, \tag{1}$$

gdzie:

$$m_i = \begin{cases} 1 - \frac{2}{\pi} \alpha_i & \text{dla } [f(a_{i+1}) - f(a_i)][g(c_{i+1}) - g(c_i)] \geq 0 \quad 0 \leq \alpha_i \leq \frac{\pi}{2}, \\ -\frac{\alpha_i}{\pi} & \text{dla } [f(a_{i+1}) - f(a_i)][g(c_{i+1}) - g(c_i)] < 0 \quad 0 < \alpha_i \leq \pi \end{cases},$$

a_i, c_i – punkty z – odpowiednio – przedziałów P_1 oraz P_2 ,

α_i – miara łukowa kąta zawartego między prostą przechodzącą przez punkty $(a_i, f(a_i))$ i $(a_{i+1}, f(a_{i+1}))$ a prostą przechodzącą przez punkty $(c_i, g(c_i))$ i $(c_{i+1}, g(c_{i+1}))$.

Nie umożliwia ona jednak wskazania, który „obiekt”, reprezentowany przez dany szereg czasowy, charakteryzuje się bardziej pożądanymi wartościami analizowanego zjawiska. Nie pozwala również obliczyć „odległości” między porównywanymi obiektami.

Miara DTW umożliwia ocenę podobieństwa dwóch szeregów czasowych X i Y poprzez znalezienie optymalnej ścieżki pozwalającej na wyrównanie tych szeregów przy najniższym łącznym koszcie, mierzonym skumulowaną odległością między tymi szeregami, które nie muszą być tej samej długości, co stanowi dużą zaletę tej miary. Wszystkie dopuszczalne ścieżki mają postać:

$$Z = \{z_1, z_2, \dots, z_K\}, \quad (2)$$

gdzie: $z_k = (n_k, m_k)$, $k = 1, 2, \dots, K$, i uzyskiwane są w macierzy kosztów D przy zachowaniu poniższych warunków:

– ograniczoności: pierwszy i ostatni element macierzy kosztów D mają odpowiednio postać:

$$z_1 = (1, 1) \text{ oraz } z_K = (N, M), \quad (3)$$

gdzie N, M oznaczają długości – odpowiednio – szeregów czasowych X oraz Y ,

– monotoniczności i wielkości kroku: ścieżka przesuwa się od początku macierzy kosztów D w kierunku jej prawego górnego rogu, zawsze o jedną komórkę w prawo, do góry lub na ukos.

Aby obliczyć łączną odległość każdej dopuszczalnej ścieżki, tworzona jest macierz skumulowanych kosztów (odległości) $\tilde{D} \in R^{N \times M}$, przy warunku początkowym $\tilde{d}(1, 1) = d(1, 1)$ oraz każdym pozostałym elemencie obliczanym według wzoru:

$$\tilde{d}(n, m) = d(n, m) + \min\{\tilde{d}(n-1, m), \tilde{d}(n, m-1), \tilde{d}(n-1, m-1)\}. \quad (4)$$

Optymalną ścieżkę, stanowiącą ścieżkę o minimalnym koszcie jednostkowym:

$$Z^* = \{z_1^*, z_2^*, \dots, z_K^*\} \text{ dla } z_K^* = (N, M), \quad (5)$$

wyznaczamy, poruszając się w macierzy kosztów skumulowanych od punktu $\tilde{d}(N, M)$ w kierunku punktu $\tilde{d}(1, 1)$, znając $z_k^* = (n, m)$ i wybierając jej kolejne elementy na podstawie następującego kryterium:

$$z_{k-1}^* = \left\{ \begin{array}{l} (1, m-1) \text{ dla } n=1 \\ (n-1, 1) \text{ dla } m=1 \\ \arg \min \{ \tilde{d}(n-1, m-1), \tilde{d}(n-1, m), \tilde{d}(n, m-1) \} \end{array} \right\}. \quad (6)$$

4. Uzyskane wyniki

Zmiany rozwoju polskich województw mierzone z wykorzystaniem miary m charakteryzowały się w całym badanym okresie dużym stopniem podobieństwa (zob. tabela 1). Wysokie wartości miary m oznaczają, że kierunek tych zmian w poszczególnych latach był praktycznie identyczny. Wyjątek stanowiły dwa województwa: śląskie i świętokrzyskie, dla których obserwowany był niższy stopień podobieństwa w odniesieniu do pozostałych regionów.

Znaczący stopień podobieństwa kształtowania się (kierunku zmian) ścieżek rozwoju polskich województw występował również w czasie i bezpośrednio po wybuchu kryzysu gospodarczego (zob. tabela 2).

Dużo większą wartość informacyjną posiada jednak miara DTW. Jej wartości zostały zaprezentowane w tabeli 3 (macierz dla województwa mazowieckiego), w tabeli 4 (macierz dla województwa lubelskiego) oraz w tabeli 5 i na rys. 3 (dla wszystkich województw). W przypadku dwóch macierzy mamy możliwość zobaczenia, jak kształtują się wartości macierzy kosztów skumulowanych oraz optymalne ścieżki dla dwóch województw najbardziej różniących się pod względem dynamiki PKB *per capita* od wartości charakteryzującej przeciętną wartość dla kraju. Województwo mazowieckie charakteryzowało się najwyższym, a województwo lubelskie najniższym poziomem badanej zmiennej. Widzimy odpowiednio przebiegi optymalnych ścieżek (wartości wytluszczone) powyżej i poniżej bocznej przekątnej, przy czym wartości skumulowanych kosztów są znacznie wyższe dla województwa mazowieckiego. Porównując wartości miary DTW dla pozostałych województw, możemy zauważyć, że najbardziej podobne do całego kraju w poziomie i w tempie rozwoju były województwa: pomorskie, śląskie, wielkopolskie, łódzkie, małopolskie, dolnośląskie. Najbardziej różniły się od całego kraju województwa: mazowieckie – ze względu na bardzo wysoki poziom PKB *per capita* – oraz lubelskie, podkarpackie, warmińsko-mazurskie, podlaskie i świętokrzyskie – charakteryzujące się znacząco niższym poziomem rozwoju w stosunku do średniej krajowej oraz pozostałych województw.

W tabeli 5 zaprezentowane zostały dla porównania również wartości odległości euklidesowej obliczone dla poszczególnych województw w stosunku do całego kraju. Widoczna jest wysoka zgodność pozycji zajmowanych przez badane obiekty w przypadku obu miar. Nieznaczące różnice dotyczą zamiany miejsc dwóch par województw: śląskiego i wielkopolskiego oraz małopolskiego i dolnośląskiego.

Tabela 1. Wartości miary m dla polskich województw w latach 2000–2013

| Województwo | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
|------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 1 Dolnośląskie | 1,00 | 0,96 | 0,95 | 0,96 | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 0,94 | 0,96 | 0,96 | 0,97 | 0,88 | 0,87 | 0,97 | 0,95 | 0,96 |
| 2 Kujawsko-pomorskie | x | 1,00 | 0,98 | 0,97 | 0,98 | 0,97 | 0,96 | 0,96 | 0,97 | 0,97 | 0,95 | 0,89 | 0,89 | 0,98 | 0,96 | 0,97 |
| 3 Lubelskie | x | x | 1,00 | 0,96 | 0,97 | 0,96 | 0,96 | 0,95 | 0,98 | 0,96 | 0,95 | 0,89 | 0,88 | 0,97 | 0,96 | 0,97 |
| 4 Lubuskie | x | x | x | 1,00 | 0,97 | 0,96 | 0,97 | 0,95 | 0,96 | 0,96 | 0,96 | 0,88 | 0,87 | 0,97 | 0,96 | 0,97 |
| 5 Łódzkie | x | x | x | x | 1,00 | 0,98 | 0,98 | 0,95 | 0,98 | 0,96 | 0,97 | 0,89 | 0,88 | 0,99 | 0,97 | 0,97 |
| 6 Małopolskie | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,96 | 0,95 | 0,98 | 0,96 | 0,96 | 0,89 | 0,88 | 0,98 | 0,97 | 0,97 |
| 7 Mazowieckie | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,94 | 0,96 | 0,97 | 0,97 | 0,88 | 0,86 | 0,97 | 0,97 | 0,96 |
| 8 Opolskie | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,95 | 0,95 | 0,94 | 0,89 | 0,88 | 0,96 | 0,95 | 0,96 |
| 9 Podkarpackie | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,97 | 0,95 | 0,89 | 0,88 | 0,97 | 0,97 | 0,96 |
| 10 Podlaskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,96 | 0,88 | 0,87 | 0,96 | 0,96 | 0,95 |
| 11 Pomorskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,88 | 0,87 | 0,96 | 0,97 | 0,96 |
| 12 Śląskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,96 | 0,89 | 0,88 | 0,88 |
| 13 Świętokrzyskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,88 | 0,86 | 0,88 |
| 14 Warmińsko-mazurskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,97 | 0,97 |
| 15 Wielkopolskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,96 |
| 16 Zachodniopomorskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Wartości miary *m* dla polskich województw w latach 2008–2013

| Województwo | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
|------------------------|------|------|-------------|------|------|------|------|------|------|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 1 Dolnośląskie | 1,00 | 0,91 | 0,89 | 0,93 | 0,94 | 0,92 | 0,93 | 0,92 | 0,90 | 0,90 | 0,91 | 0,76 | 0,71 | 0,95 | 0,87 | 0,91 |
| 2 Kujawsko-pomorskie | x | 1,00 | 0,96 | 0,96 | 0,96 | 0,94 | 0,94 | 0,94 | 0,96 | 0,93 | 0,87 | 0,72 | 0,72 | 0,95 | 0,92 | 0,95 |
| 3 Lubelskie | x | x | 1,00 | 0,96 | 0,95 | 0,93 | 0,92 | 0,94 | 0,94 | 0,91 | 0,88 | 0,71 | 0,74 | 0,94 | 0,91 | 0,97 |
| 4 Lubuskie | x | x | x | 1,00 | 0,99 | 0,95 | 0,95 | 0,94 | 0,94 | 0,92 | 0,91 | 0,73 | 0,70 | 0,97 | 0,93 | 0,96 |
| 5 Łódzkie | x | x | x | x | 1,00 | 0,95 | 0,95 | 0,95 | 0,94 | 0,91 | 0,92 | 0,74 | 0,71 | 0,98 | 0,92 | 0,97 |
| 6 Małopolskie | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,93 | 0,98 | 0,97 | 0,93 | 0,90 | 0,74 | 0,72 | 0,97 | 0,92 | 0,93 |
| 7 Mazowieckie | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,92 | 0,91 | 0,93 | 0,91 | 0,74 | 0,69 | 0,96 | 0,93 | 0,92 |
| 8 Opolskie | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,97 | 0,91 | 0,90 | 0,74 | 0,73 | 0,96 | 0,91 | 0,94 |
| 9 Podkarpackie | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,94 | 0,88 | 0,73 | 0,71 | 0,95 | 0,92 | 0,92 |
| 10 Podlaskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,88 | 0,75 | 0,68 | 0,94 | 0,92 | 0,89 |
| 11 Pomorskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,72 | 0,67 | 0,91 | 0,94 | 0,91 |
| 12 Śląskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,92 | 0,75 | 0,70 | 0,72 |
| 13 Świętokrzyskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,72 | 0,65 | 0,73 |
| 14 Warmińsko-mazurskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,92 | 0,95 |
| 15 Wielkopolskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 | 0,90 |
| 16 Zachodniopomorskie | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | x | 1,00 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Macierz skumulowanych kosztów i optymalna ścieżka dla województwa mazowieckiego w odniesieniu do całego kraju

| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 |
|------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|---------------|---------------|
| 2013 | 930,4 | 783,3 | 717,0 | 616,4 | 473,0 | 401,7 | 384,8 | 410,8 | 476,4 | 626,3 | 903,8 | 1364,0 | 1958,4 | 2635,6 |
| 2012 | 756,7 | 646,5 | 598,1 | 526,7 | 431,8 | 390,7 | 384,8 | 418,9 | 497,2 | 665,9 | 968,8 | 1461,6 | 2092,9 | 2809,5 |
| 2011 | 602,0 | 526,7 | 494,8 | 450,5 | 399,6 | 384,0 | 390,1 | 445,7 | 555,1 | 768,3 | 1129,9 | 1696,8 | 2411,8 | 3217,2 |
| 2010 | 484,8 | 439,5 | 421,7 | 399,9 | 383,1 | 387,0 | 418,5 | 530,9 | 715,9 | 1030,8 | 1521,9 | 2248,6 | 3141,6 | 4135,5 |
| 2009 | 425,8 | 401,1 | 392,5 | 384,2 | 382,3 | 400,9 | 460,7 | 622,8 | 870,3 | 1265,3 | 1855,3 | 2701,2 | 3726,0 | 4858,7 |
| 2008 | 395,0 | 384,6 | 381,8 | 380,8 | 390,4 | 428,7 | 521,0 | 734,4 | 1044,5 | 1517,7 | 2202,4 | 3161,0 | 4309,5 | 5572,0 |
| 2007 | 381,5 | 379,9 | 380,8 | 386,6 | 416,5 | 489,8 | 633,5 | 921,9 | 1321,3 | 1903,4 | 2718,1 | 3829,4 | 5144,5 | 6581,4 |
| 2006 | 379,8 | 387,7 | 405,1 | 436,7 | 511,8 | 650,2 | 880,8 | 1288,2 | 1825,8 | 2572,6 | 3580,2 | 4915,2 | 6472,7 | 8162,6 |
| 2005 | 376,2 | 390,4 | 418,4 | 475,4 | 591,9 | 784,8 | 1084,5 | 1582,2 | 2222,8 | 3090,3 | 4237,3 | 5732,2 | 7461,9 | 9331,0 |
| 2004 | 360,0 | 378,7 | 415,5 | 483,0 | 626,5 | 864,0 | 1218,8 | 1786,7 | 2506,6 | 3466,1 | 4718,5 | 6333,4 | 8192,0 | 10195,0 |
| 2003 | 329,2 | 354,3 | 397,3 | 474,9 | 683,8 | 991,8 | 1431,8 | 2106,3 | 2945,6 | 4042,2 | 5450,7 | 7242,1 | 9289,9 | 11489,0 |
| 2002 | 270,1 | 298,0 | 344,9 | 497,3 | 734,4 | 1076,5 | 1557,0 | 2281,5 | 3176,5 | 4336,6 | 5816,9 | 7689,2 | 9823,4 | 12112,0 |
| 2001 | 195,5 | 225,8 | 363,3 | 536,4 | 799,2 | 1172,0 | 1688,7 | 2457,6 | 3401,8 | 4617,9 | 6161,4 | 8104,6 | 10314,4 | 12681,5 |
| 2000 | 106,3 | 245,5 | 403,9 | 600,5 | 892,1 | 1299,0 | 1855,7 | 2673,3 | 3671,4 | 4948,4 | 6560,5 | 8580,7 | 10872,5 | 13324,3 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Macierz skumulowanych kosztów i optymalna ścieżka dla województwa lubelskiego w odniesieniu do całego kraju

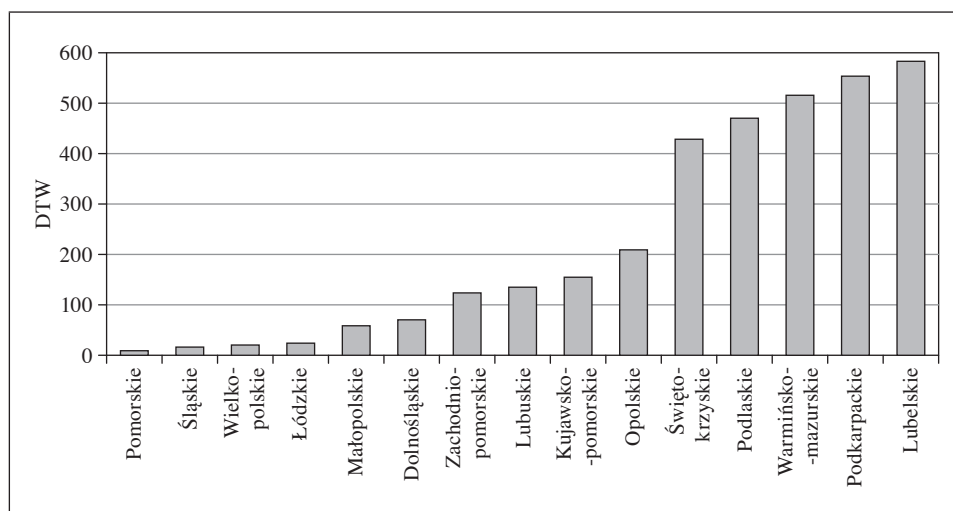
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|
| 2013 | 4691,6 | 4293,9 | 4113,6 | 3841,7 | 3422,1 | 3123,1 | 2726,9 | 2041,3 | 1573,2 | 1467,8 | 1190,8 | 831,0 | 666,1 | 583,1 |
| 2012 | 3846,3 | 3500,7 | 3345,1 | 3112,1 | 2755,1 | 2500,4 | 2164,0 | 1589,7 | 1205,0 | 1119,4 | 896,8 | 613,6 | 486,9 | 424,6 |
| 2011 | 3043,8 | 2749,0 | 2617,5 | 2422,2 | 2126,0 | 1914,4 | 1635,9 | 1169,2 | 864,8 | 798,3 | 627,8 | 417,7 | 327,1 | 284,2 |
| 2010 | 2330,0 | 2083,1 | 1974,2 | 1814,4 | 1575,2 | 1403,8 | 1179,3 | 812,3 | 581,5 | 532,4 | 409,1 | 264,3 | 205,4 | 179,5 |
| 2009 | 1774,3 | 1569,7 | 1480,6 | 1351,9 | 1162,2 | 1025,5 | 847,2 | 564,3 | 394,1 | 359,2 | 273,5 | 178,9 | 143,2 | 129,2 |
| 2008 | 1314,5 | 1148,1 | 1077,0 | 976,3 | 831,1 | 725,4 | 588,2 | 378,8 | 260,6 | 237,4 | 183,0 | 128,4 | 110,1 | 104,6 |
| 2007 | 931,7 | 800,2 | 745,3 | 670,0 | 564,8 | 486,9 | 386,1 | 240,9 | 166,8 | 153,6 | 124,6 | 101,0 | 95,1 | 95,6 |
| 2006 | 636,2 | 535,2 | 494,5 | 441,2 | 370,4 | 316,0 | 245,9 | 153,2 | 113,5 | 107,6 | 96,9 | 92,8 | 95,7 | 101,9 |
| 2005 | 440,4 | 364,1 | 334,8 | 298,9 | 255,0 | 218,6 | 171,2 | 115,1 | 96,6 | 94,8 | 92,7 | 98,8 | 113,4 | 134,7 |
| 2004 | 299,7 | 244,2 | 224,4 | 202,9 | 180,8 | 158,7 | 128,7 | 98,8 | 92,7 | 92,7 | 95,2 | 111,1 | 139,7 | 177,4 |
| 2003 | 192,7 | 155,2 | 143,6 | 134,3 | 130,4 | 120,0 | 103,8 | 92,5 | 95,2 | 100,0 | 113,9 | 151,5 | 207,5 | 276,0 |
| 2002 | 125,4 | 102,1 | 96,6 | 105,9 | 106,1 | 103,3 | 95,7 | 92,3 | 99,2 | 109,2 | 131,0 | 181,0 | 252,1 | 337,1 |
| 2001 | 72,7 | 61,8 | 78,9 | 90,0 | 93,4 | 94,1 | 92,0 | 92,8 | 104,6 | 120,3 | 150,3 | 212,5 | 297,9 | 398,7 |
| 2000 | 31,2 | 53,0 | 70,8 | 83,2 | 88,7 | 90,8 | 90,9 | 95,9 | 114,4 | 137,7 | 178,0 | 254,5 | 356,7 | 475,5 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Podobieństwo zmian poziomu rozwoju województw w odniesieniu do całego kraju w latach 2000–2013 – miara DTW i odległość euklidesowa

| Województwo | DTW | Odległość euklidesowa |
|---------------------|-------------|-----------------------|
| Pomorskie | 9,0 | 11,8 |
| Śląskie | 16,2 | 66,8 |
| Wielkopolskie | 20,3 | 55,1 |
| Łódzkie | 24,0 | 80,0 |
| Małopolskie | 58,5 | 175,1 |
| Dolnośląskie | 70,3 | 143,6 |
| Zachodniopomorskie | 123,7 | 241,0 |
| Lubuskie | 135,0 | 289,8 |
| Kujawsko-pomorskie | 154,8 | 347,1 |
| Opolskie | 209,1 | 433,2 |
| Świętokrzyskie | 428,5 | 725,0 |
| Podlaskie | 470,2 | 988,4 |
| Warmińsko-mazurskie | 515,7 | 989,7 |
| Podkarpackie | 553,6 | 1154,6 |
| Lubelskie | 583,1 | 1229,9 |
| Mazowieckie | 2635,6 | 4410,2 |

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 3. Wartości miary DTW dla województw w latach 2000–2013 (bez województwa mazowieckiego)

Źródło: obliczenia własne.

Analizując wartości miary DTW, można np. ocenić podobieństwo przebiegu rozwoju województw dolnośląskiego, lubuskiego, opolskiego, wielkopolskiego i zachodniopomorskiego objętych przyjętą w 2014 r. przez Radę Ministrów strategią rozwoju Polski Zachodniej do roku 2020. Najwyższym stopniem podobieństwa rozwoju charakteryzują się województwa dolnośląskie, zachodniopomorskie i lubuskie, aczkolwiek również dwa pozostałe województwa nie odbiegają od nich znacząco pod względem DTW. Pozwala to, uwzględniając również integrację przestrzenną, przyjąć wniosek o zasadności formułowania strategii łącznego rozwoju tego makroregionu.

5. Wnioski

Przeprowadzone badanie pozwala stwierdzić, że dynamikę rozwoju polskich województw w latach 2000–2013 charakteryzował wysoki stopień podobieństwa. Województwa te jednocześnie odznaczały się dużymi różnicami co do poziomu PKB *per capita*. Wnioskowanie o podobieństwie ścieżek rozwoju gospodarczego za pomocą miary *dynamic time warping* utrudnia brak unormowania jej wartości. Wydaje się, że w dalszych badaniach można przy użyciu tej miary dokonać porównań regionalnych zmian PKB *per capita* w ujęciu międzynarodowym. Pozwoliłoby to na ocenę skutków kryzysu gospodarczego ze względu na oczekiwane większe różnice w obserwowanych cyklach koniunkturalnych. Miara DTW może też być wykorzystana w analizie zjawiska konwergencji dochodowej.

Literatura

- Batóg J. [2010], *Konwergencja dochodowa w krajach Unii Europejskiej. Analiza ekonometryczna*, Rozprawy i Studia, t. 780, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Berndt D.J., Clifford J. [1996], *Finding Patterns in Time Series: A Dynamic Programming Approach* [w:] *Advances in Knowledge Discovery and Data Mining*, red. U.M. Fayyad, G. Piatetsky-Shapiro, P. Smyth, R. Uthurusamy, AAAI Press, MIT Press, Menlo Park.
- Demers F., Dupuis D. [2005], *Forecasting Canadian GDP: Region-specific versus Countrywide Information*, Bank of Canada Working Paper No. 2005-31, Bank of Canada, Ottawa.
- Hellwig Z. [1981], *Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych* [w:] *Metody i modele ekonomiczno-matematyczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną*, red. W. Welfe, PWE, Warszawa.
- Marcellino M., Stock J.H., Watson M.W. [2003], *Macroeconomic Forecasting in the Euro Area: Country Specific versus Area-wide Information*, „European Economic Review”, vol. 47, nr 1, [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(02\)00206-4](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(02)00206-4).

Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowanie [2001], red. M. Cieślak, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

Sankoff D., Kruskal J. [1999], *Time Warps, String Edits, and Macromolecules. The Theory and Practice of Sequence Comparison*, CSLI Publications, Stanford.

Zellner A., Tobias J. [2000], *A Note on Aggregation, Disaggregation and Forecasting Performance*, „Journal of Forecasting”, vol. 19, nr 5, [https://doi.org/10.1002/1099-131x\(200009\)19:5<457::aid-for761>3.3.co;2-y](https://doi.org/10.1002/1099-131x(200009)19:5<457::aid-for761>3.3.co;2-y).

An Analysis of Paths of Economic Development of Poland's Regions

(Abstract)

The research consists of two stages. The first provides a comparative analysis of the level of economic development of Polish voivodships for the period 2000–2013. The second evaluates how similar the paths of economic development of individual regions are. To achieve the latter end, measures of the similarity of time series were applied, particularly dynamic time warping. The starting point for this method is to compute a matrix of costs containing the distances between all the elements of the time series to be analysed (pairwise). The optimum path between the starting and the final points may then be found. This path is characterised by the minimum value of the cumulated distances. The results evidence strong similarities in dynamics and high differences in the level of economic development of Polish voivodships and can be useful for the programming of regional policy, especially for determining whether the foundations for common programmes of the cohesion policy for given groups of regions exist.

Keywords: regional development, similarity of time series, dynamic time warping, economic crisis.

Iwona Foryś
Barbara Batóg

Porównanie struktury mieszkań w obrocie w wybranych miastach północno-zachodniej Polski

Streszczenie

Rzeczoznawca majątkowy w procesie wyceny nieruchomości niejednokrotnie jest zmuszony do wyboru rynków podobnych, które terytorialnie wykraczają poza granice administracyjne jednego miasta. Kryterium podobieństwa wybranych miast mogą być zarówno czynniki demograficzne, jak i wskaźniki ekonomiczne. Jednym z obszarów dyskusji nad podobieństwem rynków może być analiza porównawcza struktur mieszkań w obrocie na wybranych rynkach. Wynik takiego porównania może potwierdzić podobieństwo rynków, a w praktyce fakt podobieństwa struktur można wykorzystywać do dalszych analiz i wyceny.

Celem artykułu jest porównanie struktur mieszkań w obrocie w dwóch wybranych miastach północno-zachodniej Polski. W artykule wybrano do analizy rynek mieszkaniowy Szczecina i Bydgoszczy, kierując się przy wyborze zarówno podobną liczbą ludności, jak i skalą transakcji mieszkaniami. Z uwagi na warunki demograficzne Szczecin i Bydgoszcz spełniają kryteria podobieństwa, co pozwala również na porównanie rynków mieszkaniowych tych miast, ściśle związanych z czynnikami demograficznymi. Do porównania wykorzystano dane dotyczące transakcji mieszkaniami w dwóch latach – 2009 (początek kryzysu na rynku nieruchomości) oraz 2015 (ostatni pełny rok,

Iwona Foryś, Uniwersytet Szczeciński, Instytut Ekonometrii i Statystyki, Katedra Badań Operacyjnych i Zastosowań Matematyki w Ekonomii, 71-101 Szczecin, ul. Mickiewicza 64, e-mail: forys@wneiz.pl

Barbara Batóg, Uniwersytet Szczeciński, Instytut Ekonometrii i Statystyki, Katedra Badań Operacyjnych i Zastosowań Matematyki w Ekonomii, 71-101 Szczecin, ul. Mickiewicza 64, e-mail: barbara.batog@wneiz.pl

dla którego możliwe było zgromadzenie danych). Każdą transakcję opisano za pomocą zestawu zmiennych: data transakcji, cena, powierzchnia, lokalizacja oraz inne dostępne dane charakteryzujące rynek mieszkaniowy. W analizie wykorzystano miary entropii i podobieństwa struktur.

Słowa kluczowe: rynek mieszkaniowy, porównanie struktur, miary entropii, wycena.

Klasyfikacja JEL: C50, R30.

1. Wprowadzenie

Fundamentalnym problemem procesu szacowania nieruchomości jest pojęcie podobieństwa. Podobieństwo w ujęciu matematycznym (geometrii) jest jednoznaczne, podczas gdy w naukach społecznych nie jest tak precyzyjne [Cieślak i Jasiński 1979]. Może być rozumiane jako miara określająca stopień podobieństwa, czyli miara przynależności do grup obiektów o tych samych własnościach. Na rynku nieruchomości podobieństwo obiektów (nieruchomości) nie jest precyzyjnie zdefiniowane w aktach prawnych, co powoduje również problemy natury praktycznej, gdyż rzeczoznawca majątkowy w procesie szacowania wybiera obiekty podobne, kierując się najczęściej intuicją, a nie obiektywnymi przesłankami [Zyga 2009]. Z metodyki wyceny nieruchomości wynika, że są to obiekty różniące się najmniejszą liczbą cech porównawczych [Foryś 2010]. Podobieństwo obiektów nie dotyczy jednak wyłącznie doboru konkretnych nieruchomości do zbioru, który stanowi podstawę wyceny. W praktyce rzeczoznawca majątkowy niejednokrotnie jest zmuszony do wyboru rynków podobnych, które terytorialnie wykraczają poza granice administracyjne jednego miasta. Rynki podobne (rynki równoległe) są dobierane przez rzeczoznawcę na podstawie indywidualnie ustalonych kryteriów. Jako kryterium podobieństwa mogą być przyjęte czynniki ekonomiczne (wskaźniki gospodarcze, wskaźniki rynku pracy, kondycji gospodarstw domowych itp.), czynniki demograficzne oraz lokalna polityka inwestycyjna [Batóg i Foryś 2013]. Wybór kryterium porównawczego zależy od rodzaju szacowanej nieruchomości i zasięgu terytorialnego branż pod uwagę rynków podobnych. W przypadku nieruchomości mieszkalnych należy zwrócić szczególną uwagę na czynniki demograficzne i warunki życia gospodarstw domowych. Można również porównywać rynki z uwagi na zasoby mieszkaniowe lub ceny mieszkań, które są wypadkową popytu i podaży na tym rynku.

Celem artykułu jest porównanie struktur mieszkań w obrocie ze względu na cechy charakteryzujące te mieszkania na dwóch lokalnych rynkach północno-zachodniej Polski: Szczecina i Bydgoszczy. Wybór miast wynikał z podobieństwa obu miast w zakresie poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego, zasobów mieszkaniowych oraz skali transakcji mieszkaniami.

2. Metodyka badania

Podobieństwo w naukach społecznych jest często identyfikowane z miarą podobieństwa, czyli odległością między badanymi obiektami. Obiekty są podobne jeżeli w wyniku procedury klasyfikacyjnej znajdują się w tej samej klasie [Strahl 1986]. Badanie stopnia podobieństwa jednostek przestrzennych można ocenić, analizując strukturę zmiennych charakteryzujących zjawiska dotyczące tych obiektów. Obok klasycznych metod analizy struktur można do badania zróżnicowań strukturalnych jednostek przestrzennych wykorzystać również metody oparte na miarach entropii i dywergencji. Entropia w przypadku rozkładu empirycznego „informuje o stopniu niepewności, związanym ze względnym występowaniem określonego wariantu cechy X w badanej zbiorowości” [Wędrowska 2012, s. 22]. Do badania rozbieżności struktur służą natomiast liczne miary dywergencji.

W artykule, w celu porównania rozkładów analizowanych zmiennych, wykorzystano następujące miary: względny indeks Herfindahla-Hirschmana oraz względną entropię. Indeks Herfindahla-Hirschmana (H) wyraża się wzorem [Ekonometria przestrzenna... 2010]:

$$H = \sum_{k=1}^n u_k^2, \quad (1)$$

gdzie:

n – liczba klas,

k – numer klasy,

u_k – udział obiektów z k -tej klasy w całkowitej liczbie obiektów.

Indeks Herfindahla-Hirschmana przyjmuje maksymalną wartość 1, a jego minimalna wartość zależy od liczby klas. Z tego względu wartości H unormowano na przedział $\langle 0, 1 \rangle$ – otrzymano względny indeks Herfindahla-Hirschmana.

W pracy wykorzystano również jedną z miar entropii wyrażoną wzorem [Wędrowska 2012, Batóg 2008]:

$$E = - \sum_{k=1}^n u_k \log_2 u_k, \quad (2)$$

gdzie:

n – liczba klas,

k – numer klasy,

u_k – udział obiektów z k -tej klasy w całkowitej liczbie obiektów.

Entropia ma najmniejszą wartość 0, ale największa wartość zależy od liczby klas. Z tego względu posłużono się unormowaniem entropii na przedział $\langle 0, 1 \rangle$ – względną entropią.

Zastosowano również dwie miary dywergencji – odległość miejską oraz względną odległość Canberra [Gatnar i Walesiak 2004, Młodak 2006, Gordon 1999]. Odległość miejska wyraża się wzorem:

$$M = \sum_{k=1}^n |u_{1k} - u_{2k}|, \quad (3)$$

gdzie:

n – liczba klas,

k – numer klasy,

u_{1k}, u_{2k} – udział obiektów z k -tej klasy w całkowitej liczbie obiektów odpowiednio dla próby 1 i próby 2.

W przypadku odległości struktur metryka miejska przyjmuje wartości z przedziału $\langle 0, 2 \rangle$. Odległość Canberra przyjmuje wartości z przedziału $\langle 0, n \rangle$, dlatego zastosowano względną odległość Canberra, która przyjmuje wartości z przedziału $\langle 0, 1 \rangle$:

$$C = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \frac{|u_{1k} - u_{2k}|}{u_{1k} + u_{2k}}, \quad (4)$$

gdzie:

n – liczba klas,

k – numer klasy,

u_{1k}, u_{2k} – udział obiektów z k -tej klasy w całkowitej liczbie obiektów odpowiednio dla próby 1 i próby 2.

Jako miarę podobieństwa struktur zastosowano wskaźnik Chomątowskiego-Sokołowskiego [Malina 2004] wyrażający się wzorem:

$$CS = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \min(u_{1k}, u_{2k}), \quad (5)$$

gdzie:

n – liczba klas,

k – numer klasy,

u_{1k}, u_{2k} – udział obiektów z k -tej klasy w całkowitej liczbie obiektów odpowiednio dla próby 1 i próby 2.

Wskaźnik Chomątowskiego-Sokołowskiego przyjmuje wartości z przedziału $\langle 0, 1 \rangle$. Im wyższa jest wartość tego wskaźnika, tym większe jest podobieństwo badanych prób.

Badanie uzupełniono o porównanie rozkładów empirycznych do rozkładu równomiernego za pomocą testu zgodności Kołmogorowa, a także porównanie rozkładów między sobą za pomocą testu zgodności Kołmogorowa-Smirnowa [Domański 1990]. To drugie porównanie przeprowadzono parami, tzn. pomiędzy miastami oraz pomiędzy latami.

3. Dane wykorzystane w badaniu

Do porównania struktur cech charakteryzujących obrót mieszkaniami na lokalnych rynkach wybrano Szczecin oraz Bydgoszcz. Jako kryterium wyboru

tych rynków przyjęto poziom rozwoju społeczno-gospodarczego, stan i strukturę zasobów mieszkaniowych oraz skalę transakcji na rynku mieszkaniowym. Dane pozyskano z aktów notarialnych (badanie pełne), wybierając do porównania dwa lata: początek kryzysu na rynku nieruchomości (2009 r.) oraz ostatni pełny rok, dla którego możliwe było zgromadzenie danych (2015 r.). Dla każdego badanego rynku dysponowano danymi z aktów notarialnych, w których transakcje opisano za pomocą zmiennych:

- data zawarcia umowy (dd-mm-rrrr),
- prawo do lokalu mieszkalnego: odrębna własność, spółdzielcze własnościowe prawo,
- liczba pokoi (1, 2, 3, 4, 5 i więcej),
- powierzchnia użytkowa lokalu (m²),
- cena transakcyjna (zł),
- cena jednostkowa (zł/m²).

Analizowano 1037 transakcji w Bydgoszczy i 1738 transakcji w Szczecinie przeprowadzonych w 2009 r. oraz 897 transakcji w Bydgoszczy i 2183 transakcje w Szczecinie przeprowadzone w 2015 r. Dla każdej zmiennej mierzonej na skali ilorazowej oraz miasta i roku badania wyznaczono podstawowe statystyki opisowe, wykorzystano miary entropii, dywergencji oraz podobieństwa struktur. W przypadku wszystkich zmiennych strukturę zaprezentowano w formie tabelarycznej i na wykresach.

W obu miastach w badanych latach w obrocie przeważała odrębna własność mieszkań, przy czym w 2009 r. w Bydgoszczy takich mieszkań sprzedano 65,96%, podczas gdy w 2015 r. już 88,63%. W Szczecinie w obu badanych latach obrót tymi mieszkaniami był mniej zróżnicowany: ponad 55% mieszkań sprzedano w 2009 r., a blisko 64% w 2015 r. (tabela 1).

Tabela 1. Struktura mieszkań według zmiennej „prawo do lokalu” (w %)

| Rodzaj prawa | Bydgoszcz | | Szczecin | |
|--------------------|-----------|---------|----------|---------|
| | 2009 r. | 2015 r. | 2009 r. | 2015 r. |
| Prawo spółdzielcze | 34,04 | 11,37 | 44,65 | 36,10 |
| Prawo własnościowe | 65,96 | 88,63 | 55,35 | 63,90 |

Źródło: obliczenia własne.

Większy obrót prawem własności w 2015 r. w stosunku do 2009 r. wynikał z trwających jeszcze procesów przekształceń własnościowych mieszkań spółdzielczych w odrębną własność. W 2009 r. mieszkania spółdzielcze w Szczecinie stanowiły 42% zasobów mieszkaniowych, a w 2013 r. już tylko 37%. Tendencję odwrotną odnotowano w przypadku udziału mieszkań we własności osób fizycznych: 33,5% w 2009 r. oraz 39,4% w 2013 r. W ciągu wskazanych

lat w Bydgoszczy również zmalał udział mieszkań spółdzielczych w zasobach mieszkaniowych ogółem z 43,7% w 2009 r. do 39,2% w 2013 r. oraz wzrósł udział mieszkań we własności osób fizycznych z 36,5% w 2009 r. do 43,9% w 2013 r. Wskazane zmiany w strukturze własności w obu miastach były również wynikiem nowych inwestycji, a nie tylko przekształceń własnościowych.

W badanych latach i w obu miastach w obrocie przeważały mieszkania dwupokojowe (tabela 2). W zależności od roku stanowiły one 40–45% mieszkań w obrocie. Na analizowanych rynkach najmniej sprzedawano mieszkań dużych, o pięciu i więcej pokojach. Mimo iż wydaje się, że rynek kawalerek (mieszkań jednopokojowych) jest bardzo aktywny, to w Bydgoszczy w obu latach więcej sprzedawano mieszkań trzypokojowych niż kawalerek, natomiast w Szczecinie tylko w 2015 r. udział mieszkań trzypokojowych w obrocie był wyższy niż jednopokojowych.

Tabela 2. Struktura mieszkań według zmiennej „liczba pokoi” (w %)

| Liczba pokoi | Bydgoszcz | | Szczecin | |
|--------------|-----------|---------|----------|---------|
| | 2009 r. | 2015 r. | 2009 r. | 2015 r. |
| 1 | 19,58 | 15,72 | 23,48 | 21,67 |
| 2 | 40,79 | 44,82 | 45,17 | 45,49 |
| 3 | 32,50 | 32,22 | 18,76 | 26,07 |
| 4 | 6,27 | 6,13 | 10,01 | 5,82 |
| 5 | 0,87 | 1,11 | 2,59 | 0,96 |

Źródło: obliczenia własne.

Kolejną analizowaną zmienną jest „powierzchnia lokalu”. Badane rozkłady charakteryzują się nieznaczną asymetrią, w każdym przypadku mediana oraz średnia powierzchnia mieszkania oscylują blisko 50 m². Znaczny jest rozstęp powierzchni sprzedanych mieszkań – jego wartość mieści się w przedziale 148–227 m² i wskazuje na znaczne zróżnicowanie powierzchni mieszkań w obrocie. Należy jednak zaznaczyć, że powierzchnia połowy sprzedanych mieszkań w każdym analizowanym przypadku mieściła się w przedziale 37–50 m² (tabela 3).

W badanych latach oraz na badanych rynkach najczęściej w obrocie były mieszkania o powierzchni 40–50 m². Prezentowane na wykresach rozkłady powierzchni w kolejnych latach dla Bydgoszczy i Szczecina charakteryzuje duże podobieństwo (rys. 1–4).

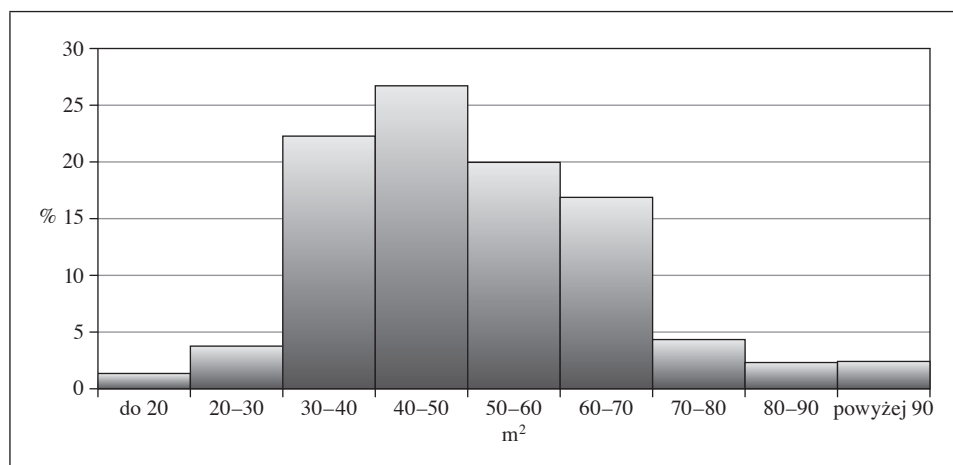
Drugą grupą najczęściej sprzedawanych mieszkań (z wyjątkiem Szczecina w 2009 r.) są lokale o powierzchni 30–40 m². Najmniej w obrocie było mieszkań bardzo małych, których powierzchnia nie przekraczała nawet 20 m². Struktura sprzedawanych mieszkań jest konsekwencją zasobu mieszkaniowego w Polsce,

w szczególności efektów nowych inwestycji. W okresie recesji ponownie popularne na rynku stały się małe mieszkania, na co wpływ miały również limity powierzchni w programach rządowych wspierających budownictwo mieszkaniowe. Analizowane rynki różniły się ceną jednostkową sprzedanych mieszkań.

Tabela 3. Parametry opisowe dla zmiennej „powierzchnia lokalu” (w m²)

| Statystyki opisowe | Bydgoszcz | | Szczecin | |
|-------------------------|-----------|---------|----------|---------|
| | 2009 r. | 2015 r. | 2009 r. | 2015 r. |
| Minimum | 16,33 | 13,61 | 16,80 | 8,50 |
| Maksimum | 168,17 | 239,92 | 165,56 | 181,18 |
| Rozstęp | 151,84 | 226,31 | 148,76 | 172,68 |
| Średnia | 50,62 | 51,64 | 51,05 | 52,25 |
| Odchylenie standardowe | 17,19 | 18,47 | 19,22 | 20,38 |
| Współczynnik zmienności | 33,97 | 35,77 | 37,65 | 39,01 |
| Współczynnik skośności | 1,60 | 2,51 | 1,30 | 1,54 |
| Mediana | 48,90 | 49,56 | 48,00 | 48,89 |
| Dolny kwartyl | 37,90 | 39,88 | 37,30 | 37,62 |
| Górny kwartyl | 60,42 | 60,51 | 59,90 | 62,50 |

Źródło: obliczenia własne.

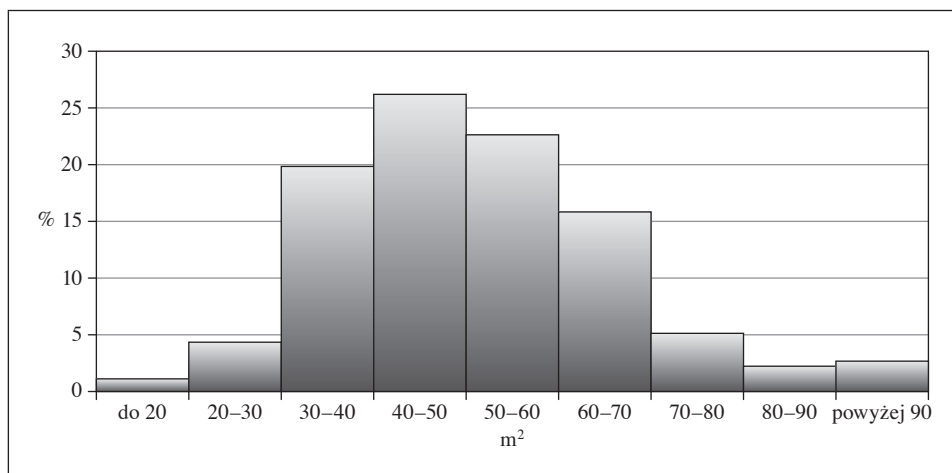


Rys. 1. Struktura mieszkań według zmiennej „powierzchnia lokalu” (w m²) w Bydgoszczy w 2009 r.

Źródło: obliczenia własne.

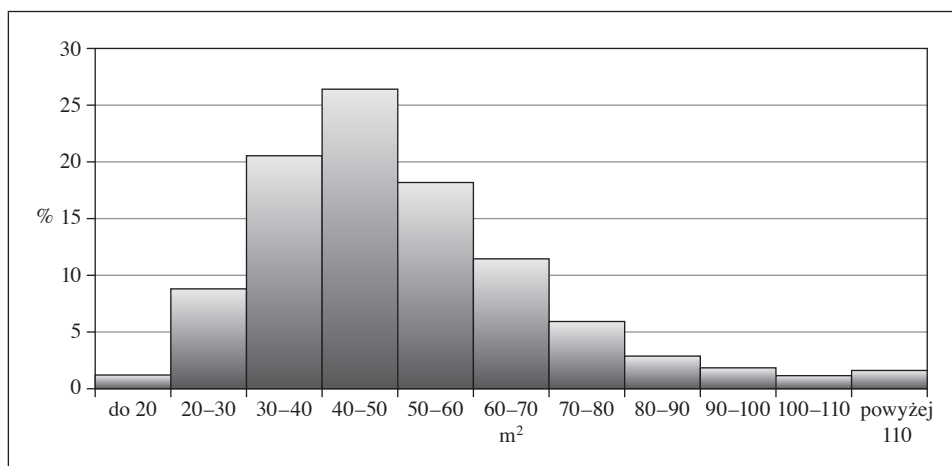
W obu miastach średnie ceny transakcyjne w 2013 r. spadły w stosunku do 2009 r., jednak w Szczecinie spadek cen był wyższy (11%) niż w Bydgoszczy (5%).

Połowa zawartych transakcji w Bydgoszczy w 2009 r. dotyczyła cen jednostkowych z przedziału 3,2–4 tys. zł/m², podczas gdy w 2015 r. z przedziału 3–4 tys. zł/m². W Szczecinie odpowiednio ceny jednostkowe połowy transakcji mieściły się w przedziale 3,8–4,8 tys. zł/m² w 2009 r. oraz w przedziale 3,3–4,4 tys. zł/m² w 2015 r. (tabela 4).



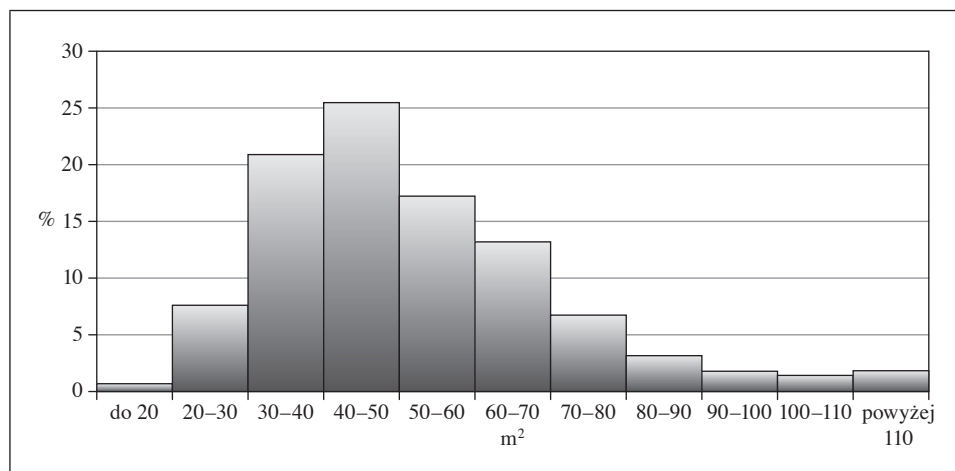
Rys. 2. Struktura mieszkań według zmiennej „powierzchnia lokalu” (w m²) w Bydgoszczy w 2015 r.

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 3. Struktura mieszkań według zmiennej „powierzchnia lokalu” (w m²) w Szczecinie w 2009 r.

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 4. Struktura mieszkań według zmiennej „powierzchnia lokalu” (w m²) w Szczecinie w 2015 r.

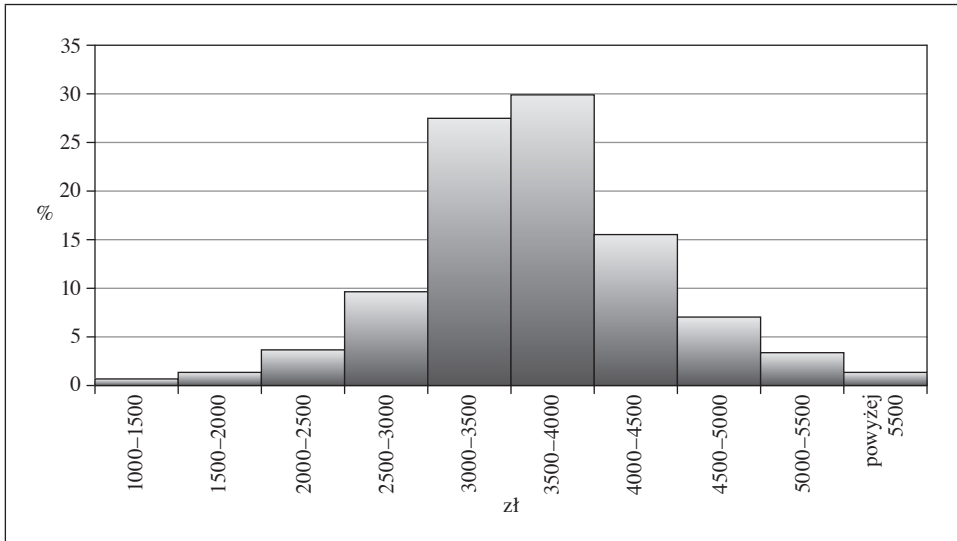
Źródło: obliczenia własne.

Rozkłady ceny jednostkowej we wszystkich analizowanych przypadkach są symetryczne (rys. 5–8). W Bydgoszczy najczęściej sprzedawano mieszkania za 3,5–4 tys. zł/m² w 2009 r. oraz za 3–3,5 tys. zł/m² w 2015 r., natomiast w Szczecinie najczęściej sprzedawano mieszkania za 4–4,5 tys. zł/m² w 2009 r. oraz za 3,5–4 tys. zł/m² w 2015 r. W badanych latach w obu miastach nastąpiło przesunięcie przedziału najczęstszych cen jednostkowych o 500 zł/m².

Tabela 4. Parametry opisowe dla zmiennej „cena 1 m²” (w zł)

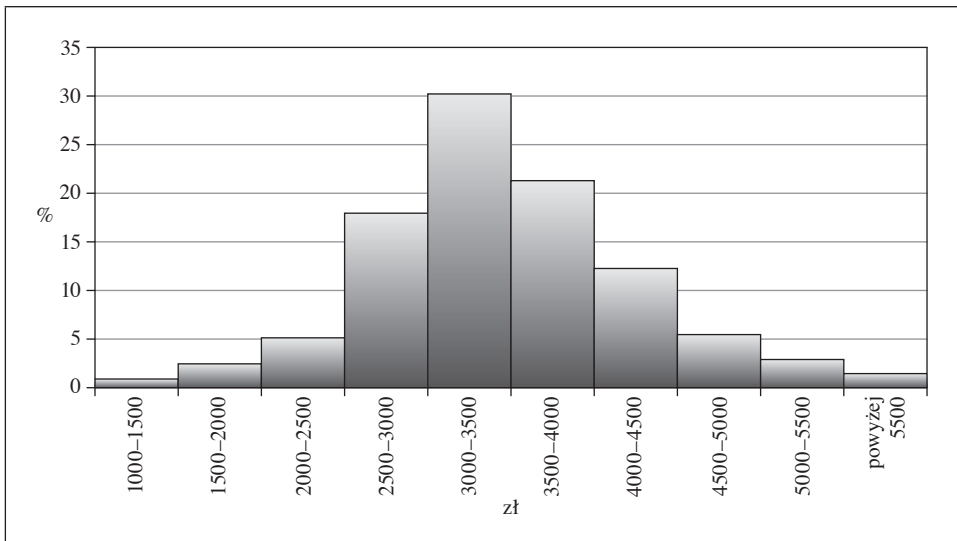
| Statystyki opisowe | Bydgoszcz | | Szczecin | |
|-------------------------|-----------|----------|-----------|----------|
| | 2009 r. | 2015 r. | 2009 r. | 2015 r. |
| Minimum | 1 184,83 | 1 056,25 | 636,33 | 560,42 |
| Maksimum | 7 013,34 | 6 983,53 | 11 229,99 | 9 220,76 |
| Rozstęp | 5 828,51 | 5 927,28 | 10 593,66 | 8 660,33 |
| Średnia | 3 640,52 | 3 461,73 | 4 310,96 | 3 843,08 |
| Odchylenie standardowe | 749,70 | 804,54 | 991,40 | 941,84 |
| Współczynnik zmienności | 20,59 | 23,24 | 23,00 | 24,51 |
| Współczynnik skośności | 0,18 | 0,39 | 0,17 | 0,04 |
| Mediana | 3 606,24 | 3 381,83 | 4 337,28 | 3 865,83 |
| Dolny kwartył | 3 213,61 | 2 969,98 | 3 832,64 | 3 312,69 |
| Górny kwartył | 4 043,65 | 3 924,37 | 4 826,31 | 4 390,65 |

Źródło: obliczenia własne.



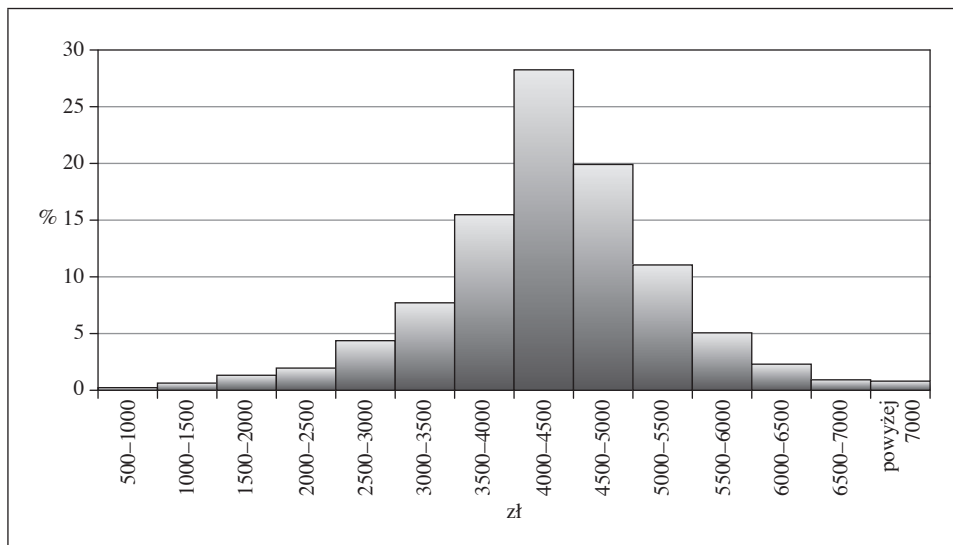
Rys. 5. Struktura mieszkań według zmiennej „cena 1 m²” (w zł) w Bydgoszczy w 2009 r.

Źródło: obliczenia własne.



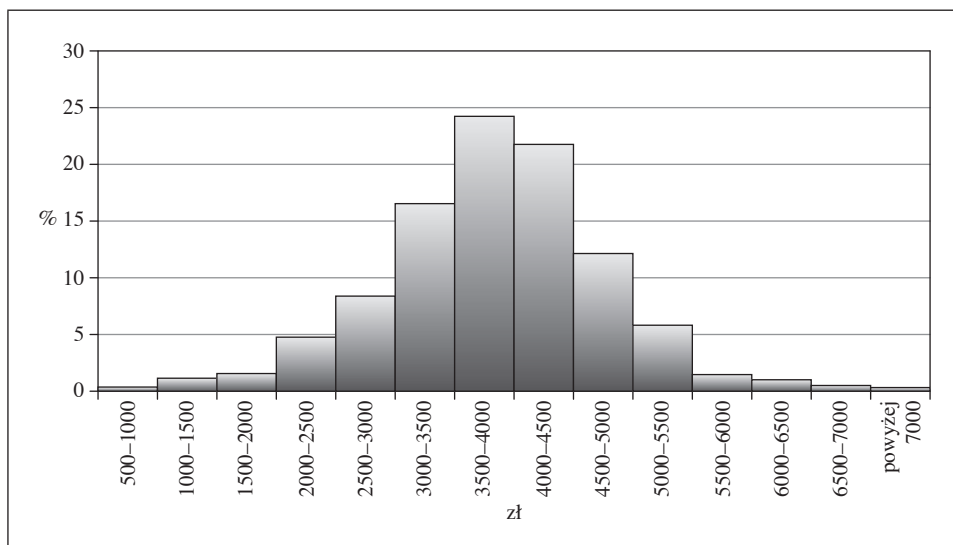
Rys. 6. Struktura mieszkań według zmiennej „cena 1 m²” (w zł) w Bydgoszczy w 2015 r.

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 7. Struktura mieszkań według zmiennej „cena 1 m²” (w zł) w Szczecinie w 2009 r.

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 8. Struktura mieszkań według zmiennej „cena 1 m²” (w zł) w Szczecinie w 2015 r.

Źródło: obliczenia własne.

4. Miary entropii, dywergencji i podobieństwa

Dla każdej analizowanej zmiennej wyznaczono miarę względnej entropii, przy czym wartości względnej entropii większe i bliższe 1 wskazują na to, że rozkład jest bliski równomiernemu. Względna entropia we wszystkich analizowanych przypadkach dla zmiennej „liczba pokoi” przyjmuje wartości bliskie 0,8, co wskazuje na rozkład równomierny (tabela 5). Powyższy wniosek potwierdza względny indeks Herfindahla-Hirschmana (tabela 5), nieprzekraczający we wszystkich analizowanych przypadkach wartości 0,17 (indeks przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 1 oraz im jest mniejszy, tym rozkład jest bardziej równomierny).

Dodatkowo weryfikowano hipotezę o równomierności rozkładu testem Kołmogorowa. W przypadku wartości statystyki większej od 1,36 (poziom istotności 0,05) odrzucamy hipotezę o równomierności rozkładu na korzyść hipotezy alternatywnej o braku równomierności rozkładu. Dla zmiennych „powierzchnia lokalu” oraz „cena 1 m²” wartość statystyki testowej w każdym przypadku znacznie przekroczyła wskazaną wartość krytyczną. Dla tych zmiennych oraz badanych lat i rynków nie można uznać, że rozkłady są równomierne (tabela 5).

Tabela 5. Mierniki zróżnicowania struktur mieszkań według wybranych zmiennych

| Miernik | Bydgoszcz | | Szczecin | |
|--|-----------|---------|----------|---------|
| | 2009 r. | 2015 r. | 2009 r. | 2015 r. |
| Liczba pokoi | | | | |
| Względna entropia | 0,786 | 0,768 | 0,831 | 0,777 |
| Względny indeks Herfindahla-Hirschmana | 0,143 | 0,167 | 0,131 | 0,157 |
| Powierzchnia lokalu | | | | |
| Względna entropia | 0,821 | 0,828 | 0,819 | 0,822 |
| Względny indeks Herfindahla-Hirschmana | 0,093 | 0,089 | 0,088 | 0,085 |
| Statystyka w teście Kołmogorowa | 7,82 | 6,98 | 13,36 | 14,26 |
| Cena 1 m ² | | | | |
| Względna entropia | 0,768 | 0,810 | 0,775 | 0,772 |
| Względny indeks Herfindahla-Hirschmana | 0,118 | 0,101 | 0,103 | 0,097 |
| Statystyka w teście Kołmogorowa | 7,94 | 6,45 | 11,34 | 12,43 |

Źródło: obliczenia własne.

W następnej kolejności w celu porównania obu rynków i analizowanych zmiennych wyznaczono miary dywergencji (tabela 6).

Tabela 6. Miara dywergencji badanych rynków – odległość miejska

| Badane struktury | Liczba pokoi | Powierzchnia lokalu | Cena 1 m ² |
|---------------------------------------|--------------|---------------------|-----------------------|
| Bydgoszcz 2009 r. – Bydgoszcz 2015 r. | 0,085 | 0,087 | 0,281 |
| Szczecin 2009 r. – Szczecin 2015 r. | 0,153 | 0,071 | 0,506 |
| Bydgoszcz 2009 r. – Szczecin 2009 r. | 0,275 | 0,183 | 0,825 |
| Szczecin 2015 – Bydgoszcz 2015 r. | 0,132 | 0,177 | 0,490 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 7. Miara dywergencji badanych rynków – względna odległość Canberra (max. 1)

| Badane struktury | Liczba pokoi | Powierzchnia lokalu | Cena 1 m ² |
|---------------------------------------|--------------|---------------------|-----------------------|
| Bydgoszcz 2009 r. – Bydgoszcz 2015 r. | 0,059 | 0,061 | 0,271 |
| Szczecin 2009 r. – Szczecin 2015 r. | 0,186 | 0,070 | 0,304 |
| Bydgoszcz 2009 r. – Szczecin 2009 r. | 0,227 | 0,178 | 0,517 |
| Szczecin 2015 r. – Bydgoszcz 2015 r. | 0,074 | 0,183 | 0,387 |

Źródło: obliczenia własne.

Najwyższa wartość miary wystąpiła w przypadku zmiennej „cena 1 m²” dla Bydgoszczy i Szczecina w 2009 r. (0,825), przy maksymalnej możliwej wartości 2,0. Oznacza to brak możliwości porównywania obu rynków mieszkaniowych z uwagi na strukturę cen transakcyjnych. W przypadku pozostałych zmiennych oraz lat i rynków miary dywergencji mają niskie wartości i można uznać podobieństwo analizowanych struktur mieszkań ze względu na te zmienne.

W tabeli 8 zamieszczono wartości miary Chomąrowskiego-Sokołowskiego dla wybranych zmiennych. Potwierdzają one wyniki otrzymane przy zastosowaniu miary dywergencji. Dla zmiennych „liczba pokoi” i „powierzchnia lokalu” wartości miary są bardzo wysokie (bliskie 1), co świadczy o podobieństwie struktury mieszkań ze względu na te zmienne. Dla zmiennej „cena 1 m²” natomiast podobieństwo struktury mieszkań jest niższe, chociaż tylko w jednym przypadku (porównania Bydgoszczy i Szczecina w 2009 r.) wartość miary jest niższa niż 0,6.

Dodatkowo dla zmiennych ciągłych, czyli zmiennej „powierzchnia lokalu” i zmiennej „cena 1 m²”, przeprowadzono test Kołmogorowa-Smirnowa. Wartości statystyki testowej zamieszczono w tabeli 9.

Tabela 8. Miara podobieństwa badanych rynków – miary Chomątwoskiego-Sokołowskiego (max. 1)

| Badane struktury | Liczba pokoi | Powierzchnia lokalu | Cena 1 m ² |
|---------------------------------------|--------------|---------------------|-----------------------|
| Bydgoszcz 2009 r. – Bydgoszcz 2015 r. | 0,957 | 0,957 | 0,859 |
| Szczecin 2009 r. – Szczecin 2015 r. | 0,924 | 0,963 | 0,747 |
| Bydgoszcz 2009 r. – Szczecin 2009 r. | 0,863 | 0,906 | 0,588 |
| Szczecin 2015 r. – Bydgoszcz 2015 r. | 0,934 | 0,908 | 0,755 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 9. Statystyka testowa w teście zgodności Kołmogorowa-Smirnowa

| Badane struktury | Powierzchnia lokalu | Cena 1 m ² |
|---------------------------------------|---------------------|-----------------------|
| Bydgoszcz 2009 r. – Bydgoszcz 2015 r. | 0,569 | 3,030 |
| Szczecin 2009 r. – Szczecin 2015 r. | 1,017 | 7,865 |
| Bydgoszcz 2009 r. – Szczecin 2009 r. | 1,249 | 10,450 |
| Szczecin 2015 r. – Bydgoszcz 2015 r. | 1,236 | 6,021 |

Źródło: obliczenia własne.

Otrzymane wyniki porównano z wartością krytyczną 1,36 (poziom istotności 0,05). Wyniki testu Kołmogorowa-Smirnowa potwierdzają zatem, że rozkłady powierzchni mieszkań sprzedawanych w Szczecinie i Bydgoszczy są podobne, natomiast rozkłady ceny 1 m² są różne.

5. Podsumowanie

Na badanych rynkach najczęściej w obrocie były mieszkania dwupokojowe, o powierzchni 40–50 m². Potwierdza to typową dla polskiego rynku mieszkaniowego cechę [Foryś 2011]. W badanych latach w obu miastach miał miejsce spadek cen. Nastąpiło przesunięcie przedziału najczęstszych cen jednostkowych o 500 zł/m². Rozkłady ceny jednostkowej oraz powierzchni sprzedanych mieszkań we wszystkich analizowanych przypadkach są prawie symetryczne. Dla zmiennych „liczba pokoi”, „powierzchnia lokalu”, „cena 1 m²” oraz dla badanych lat i rynków nie można uznać, że rozkłady są równomierne.

Zastosowane miary okazały się przydatne dla założonego celu badania. Dywergencja struktur na dość wysokim poziomie wystąpiła w przypadku zmiennej „cena 1 m²” dla Bydgoszczy i Szczecina w 2009 r. Dywergencja struktur na umiarkowanym poziomie wystąpiła w przypadku zmiennej „cena 1 m²” dla

pozostałych porównań. Rozkłady zmiennej „powierzchnia lokalu” były do siebie podobne we wszystkich analizowanych przypadkach.

Literatura

- Batóg J. [2008], *Struktura polskiej gospodarki – analiza koncentracji i specjalizacji sektorowej*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 11.
- Batóg B., Forys I. [2013], *The Analysis of Spatial Stability of Prices on the Secondary Housing Market*, „Acta Universitatis Lodzianis Folia Oeconomica”, nr 292.
- Cieślak M., Jasiński R. [1979], *Miara podobieństwa funkcji*, „Przegląd Statystyczny”, vol. XXVI, nr 3/4.
- Domański C. [1990], *Testy statystyczne*, PWE, Warszawa.
- Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych* [2010], red. B. Suchecki, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Forys I. [2010], *Wykorzystanie metod taksonomicznych do wyboru obiektów podobnych w procesie wyceny lokali mieszkalnych*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 18, nr 1.
- Forys I. [2011], *Społeczno-gospodarcze determinanty rozwoju rynku mieszkaniowego w Polsce. Ujęcie ilościowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Gordon A.D. [1999], *Classification*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Malina A. [2004], *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Zeszyty Naukowe, Seria specjalna: Monografie, nr 162, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych* [2004], red. E. Gatnar, M. Walesiak, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław.
- Młodak A., [2006], *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa.
- Strahl D. [1986], *Podobieństwo struktur jako kryterium wyboru wzorca*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 281.
- Wędrowska E. [2012], *Miary entropii i dywergencji w analizie struktur*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego w Olsztynie, Olsztyn.
- Zyga J., [2009], *Podobieństwo w wycenie nieruchomości*, „Budownictwo i Architektura”, vol. 5, nr 2.

Comparison of the Structure of Apartments Sold in Two Cities in Northwest Poland

(Abstract)

When evaluating a property, an appraiser should find a real estate market that is similar to the market the evaluated property is on. While similar markets will sometimes not be found in the same city, demographic and economic ratios can be used as criterion of similarity. The analysis and comparison of the structures of apartments sold on two hous-

ing markets could also help in confirming the similarity of markets. The similarity of markets could be used in further analyses and property evaluations.

The aim of the research is to compare the structures of apartments sold in cities according to the apartments' attributes, including date of transaction, price, area and location in the city. The housing markets in Szczecin and Bydgoszcz are compared. These cities have a similar number of transactions on their housing markets and have populations of similar size. The data come from notarial deeds for transactions on the secondary housing markets in Szczecin and Bydgoszcz. The analysis is done for two years: 2009, the first year of crisis on the real estate market, and 2015, the year with the most recent data. Measures of entropy and the similarities of the structures are applied.

Keywords: housing market, structure comparison, entropy measures, valuation.

Małgorzata Markowska

Identyfikacja znaczenia krajów w gospodarce Unii Europejskiej z wykorzystaniem miary dekompozycji zmian struktury*

Streszczenie

Celem pracy jest analiza dynamiki zmian w gospodarce Unii Europejskiej w ujęciu strukturalnym. Analiza dotyczy jednej zmiennej makroekonomicznej – produktu krajowego brutto, liczonego zgodnie z metodologią Banku Światowego. Badaniem objęto okres 1995–2014, a elementami struktury są kraje. Wzięto pod uwagę 28 krajów tworzących obecnie Unię Europejską, stąd pojęcie Unii Europejskiej ma charakter umowny i oznacza zbiór krajów, które do 2014 r. przystąpiły do Unii.

Oryginalność metodologiczna polega na wykorzystaniu nowej miary dekompozycji zmian struktury. Struktura jest tu rozumiana jako zbiór elementów tworzących pewną całość. Porównanie wartości elementu z sumą całości pokazuje strukturę pod względem „kształtu”, natomiast wartości elementów struktury mówią o jej „rozmiarze”. Wykorzystano miarę dekompozycji do oceny udziału składników (krajów) w zmianach rozmiaru, a znak miary wskazuje, czy nastąpił wzrost, czy spadek udziału. Suma modułów wartości miary dla wszystkich składników struktury jest równa 1 dla każdej porównywanej pary jednostek czasu.

W badanym okresie PKB we wszystkich analizowanych krajach na ogół rósł. Tempo tych przyrostów było jednak różne, stąd można spodziewać się, że przestrzenna struktura PKB całej Unii ulegała zmianom.

Małgorzata Markowska, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Katedra Gospodarki Regionalnej, 58-500 Jelenia Góra, ul. Nowowiejska 3, e-mail: małgorzata.markowska@ue.wroc.pl

* Artykuł powstał w ramach realizacji projektu sfinansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki 2015/17/B/HS4/01021.

Słowa kluczowe: zmiany struktury, dekompozycja, gospodarka europejska, UE-28.
Klasyfikacja JEL: L16, O11, O52.

1. Wprowadzenie

Kraje i regiony, a także miasta poddawane są ocenom i porównaniom dotyczącym wielu aspektów ich funkcjonowania. W tym celu tworzone są rankingi konkurencyjności i innowacyjności gospodarek w ujęciu globalnym lub np. na tle innych państw czy regionów Europy. Od wielu lat przedstawiane są zestawienia m.in. najlepszych krajów do życia, państw świata według wskaźnika rozwoju społecznego czy z uwzględnieniem indeksu pokoju (*global peace index*). Wskaźnikiem, który stanowi ważny element wielu uporządkowań, jest produkt krajowy brutto (PKB). Choć są zgłaszane zastrzeżenia do tego miernika, to pozostaje on jednym z najważniejszych wskaźników potencjału gospodarczego kraju czy regionu.

Gospodarka Unii Europejskiej stanowi układ złożony z 28 gospodarek krajowych. Kraje te są bardzo zróżnicowane pod względem m.in. liczby ludności, zaawansowania technologicznego, poziomu i tempa rozwoju gospodarczego, a także intensywności i skali strukturalnych transformacji [Winiński 2016].

Celem pracy jest ocena znaczenia poszczególnych gospodarek krajowych poprzez analizę dynamiki zmian w gospodarce Unii Europejskiej w ujęciu strukturalnym, z wykorzystaniem jednej zmiennej makroekonomicznej – PKB, liczonego zgodnie z metodologią Banku Światowego w latach 1995–2014. Dla realizacji tak postawionego celu zaproponowano miarę dekompozycji zmian struktury [Markowska i Sokołowski 2016]. Rozważano 28 krajów, które obecnie tworzą Unię Europejską, stąd pojęcie UE rozpatrywanej w tym okresie ma charakter umowny (zbiór krajów, które w różnym czasie przystąpiły do Unii).

2. Zmiany w strukturach gospodarki

Turbulentne otoczenie, zmieniające się uwarunkowania makroekonomiczne, sprawiają, że „gospodarki nie tylko rosną, ale także zmieniają swoją strukturę w miarę rozwoju gospodarczego (mierzonego konwencjonalnie poziomem PKB *per capita*). W miarę jak rośnie poziom PKB *per capita*, zmienia się przede wszystkim struktura produkcji i zatrudnienia. Zmiany strukturalne są w istocie procesem ciągłym, niemniej w ramach trwałego procesu przemian strukturalnych należałoby wyróżnić dwie fazy czy dwa okresy, które przynoszą bardziej znaczące – nie tylko ilościowe – przekształcenia w gospodarce. Z tego też powodu warto są bardziej szczegółowej analizie” [Winiński 2014, s. 271].

Strukturę rozpatrywać możemy jako konfigurację punktów w przestrzeni wielowymiarowej lub jako zbiór jednorodnych elementów tworzących pewną całość. Na jej „rozmiar” składają się wartości elementów struktury, zaś rachunkowy wynik porównania części z całością, dający w efekcie ciąg liczb nieujemnych sumujących się do jedności stanowi „kształt” struktury [Walesiak 1983, Markowska i Sokołowski 2016].

Oceniając zmiany struktury, należy spodziewać się trzech możliwości: stabilizacji, wzrostu lub spadku udziału danego elementu (danych elementów) w całości. Dla każdej z tych możliwości istnieje kilka wariantów. W tabeli 1 przedstawiono sytuację najprostszą, tj. dla dwóch składników struktury (np. struktura według płci czy też sektorów własności). Przykładowo wynik oceny zmian wskazujący na stabilizację struktury wynikać może z rzeczywistego braku zmian obu składników, ale także równoczesnego wzrostu (bądź spadku) obu składników o relatywnie taką samą wartość.

Tabela 1. Zmiany struktury – hipotetyczne możliwości (dwa składniki)

| Sytuacja | Składnik | | Uwagi |
|-------------------------------------|-----------|-----------|---|
| | 1 | 2 | |
| Stabilizacja – brak zmian | bez zmian | bez zmian | – |
| | wzrost | wzrost | o relatywnie tyle samo w przypadku obu składników |
| | spadek | spadek | |
| Wzrost udziału pierwszego składnika | wzrost | bez zmian | – |
| | bez zmian | spadek | – |
| | spadek | spadek | większy dla drugiego składnika |
| | wzrost | wzrost | większy dla pierwszego składnika |
| Spadek udziału pierwszego składnika | spadek | bez zmian | – |
| | bez zmian | wzrost | – |
| | spadek | spadek | większy dla pierwszego składnika |
| | wzrost | wzrost | większy dla drugiego składnika |

Źródło: opracowanie własne.

Wielowariantowość zmian elementów struktury, które dają ten sam wynik oceny, dały asumpt do poszukiwania miary pozwalającej na identyfikację udziału elementu w zmianach struktury [Markowska i Sokołowski 2016].

3. Miara dekompozycji zmian struktury

Proponowana przez M. Markowską i A. Sokołowskiego [2016] miara identyfikuje udział elementu w zmianach struktury, a zatem pozwala na dekompozycję zmian struktury z uwagi na rozmiar. Jeśli dla uproszczenia zapisu przyjmiemy, że porównanie dotyczy struktury w dwóch momentach oznaczonych jako 1 oraz 2, to miarę dekompozycji zmian struktury z uwagi na rozmiar struktury określa się wzorem:

$$UR_i = \frac{x_{2i} - x_{1i}}{\sum_{i=1}^m |x_{2i} - x_{1i}|}, \quad (1)$$

gdzie:

i – numer składnika struktury,

m – liczba składników struktury,

x_{1i} – wartość i -tego składnika struktury w pierwszym momencie (okresie),

x_{2i} – wartość i -tego składnika struktury w drugim momencie (okresie).

Suma modułów miary UR_i jest równa 1. Znak miary (1) wskazuje, czy wartość danego elementu struktury (i -tego składnika) wzrosła (wartość dodatnia), czy spadła (wartość ujemna). Moduł wartości miary pozwala ocenić udział danego składnika w zmianach struktury, przez co umożliwia dekompozycję wartości miary zróżnicowania struktur.

4. Znaczenie krajów w gospodarce Unii Europejskiej – wyniki oceny

W ocenie znaczenia gospodarek wykorzystano dane o 28 krajach stanowiących obecnie Unię Europejską¹. Źródło danych statystycznych stanowiły zasoby Banku Światowego [GDP... 2016].

Na rys. 1 przedstawiono szeregi czasowe ilustrujące potencjał gospodarek krajów Unii Europejskiej z uwzględnieniem wartości PKB² w latach 1995–2014.

¹ W artykule przyjęto następujące oznaczenia krajów: Austria – AUT, Belgia – BEL, Bułgaria – BGR, Chorwacja – HRV, Cypr – CYP, Republika Czeska – CZE, Dania – DNK, Estonia – EST, Finlandia – FIN, Francja – FRA, Niemcy – DEU, Grecja – GRC, Węgry – HUN, Irlandia – IRL, Włochy – ITA, Łotwa – LVA, Litwa – LTU, Luksemburg – LUX, Malta – MLT, Holandia – NLD, Polska – POL, Portugalia – PRT, Rumunia – ROU, Słowacja – SVK, Słowenia – SVN, Hiszpania – ESP, Szwecja – SWE, Wielka Brytania – GBR.

² Produkt krajowy brutto wyrażony w dolarach amerykańskich, w cenach bieżących. Zgodnie z definicją Banku Światowego PKB wyrażone w cenach kupującego i rozumiane jako suma wartości dodanej brutto wszystkich producentów w danym kraju plus podatki na produktach minus subsydia nieuwzględniane w cenach towarów. W obliczeniach nie uwzględniano deprecjacji środków

W całym analizowanym okresie widoczna jest wyraźna dominacja sześciu kluczowych gospodarek, w ramach których sytuacja była na ogół stabilna pod względem kolejności, poza Wielką Brytanią i Francją, dla których występuje kilkukrotna zamiana na pozycjach 2 i 3. W 2014 r. wartość PKB dla Wielkiej Brytanii w efekcie sześcioletniego trendu wzrostowego ponownie przewyższyła wartość PKB we Francji (przy stagnacji wartości tego miernika we Francji).

Na rys. 2 przedstawiono PKB dla krajów o zbliżonym jego poziomie, a zatem z pominięciem krajów, których PKB jest istotnie wyższe (Niemcy, Wielka Brytania, Francja, Włochy, Hiszpania i Holandia).

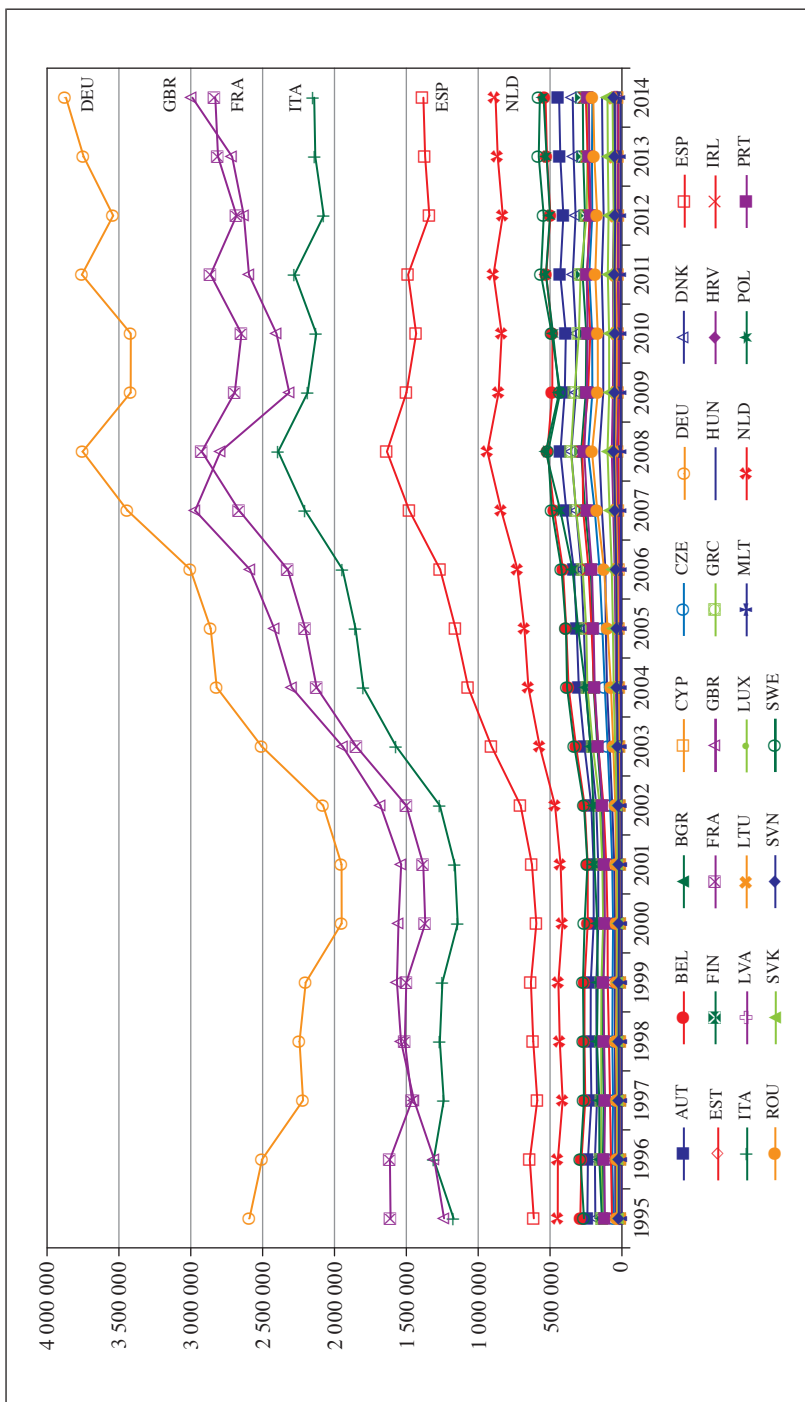
Do najmniejszych gospodarek Unii Europejskiej – ocenianych z perspektywy poziomu PKB – zaliczają się³: Malta (3599,7 mln USD w 1995 r. i 9925,2 mln USD w 2014 r.), Estonia (4373,7 mln USD w 1995 r. i 26 485,2 mln USD w 2014 r.), Łotwa (5785,1 mln USD w 1995 r. i 31 286,8 mln USD w 2014 r.), Litwa (7870,8 mln USD w 1995 r. i 48 353,9 mln USD w 2014 r.), Cypr (9914,9 mln USD w 1995 r. i 23 226,2 mln USD w 2014 r.), Bułgaria (13 063,4 mln USD w 1995 r. i 56 717,1 mln USD w 2014 r.), zaś następne były Słowenia, Luksemburg, Chorwacja i Słowacja. Również w obrębie ostatnich miejsc pod względem poziomu PKB miały miejsce zmiany. W 2014 r. najniższy poziom PKB odnotowały następujące państwa: Malta, Cypr, Estonia, Łotwa, Litwa, Słowenia, Bułgaria, Chorwacja, Luksemburg, Słowacja i Węgry.

Udziały poszczególnych gospodarek krajowych w PKB Unii Europejskiej przedstawiono na rys. 3. Jak widać, chociaż wartości PKB kluczowych gospodarek UE miały tendencję rosnącą, to udziały tych gospodarek w PKB Wspólnoty mają raczej tendencję malejącą. Dość wskazać, iż udział PKB Niemiec w PKB Unii Europejskiej wynosił w 1995 r. 27,2%, zaś w 2014 r. 20,9% (oznacza to spadek z ponad 1/4 do 1/5 ogólnego PKB krajów UE).

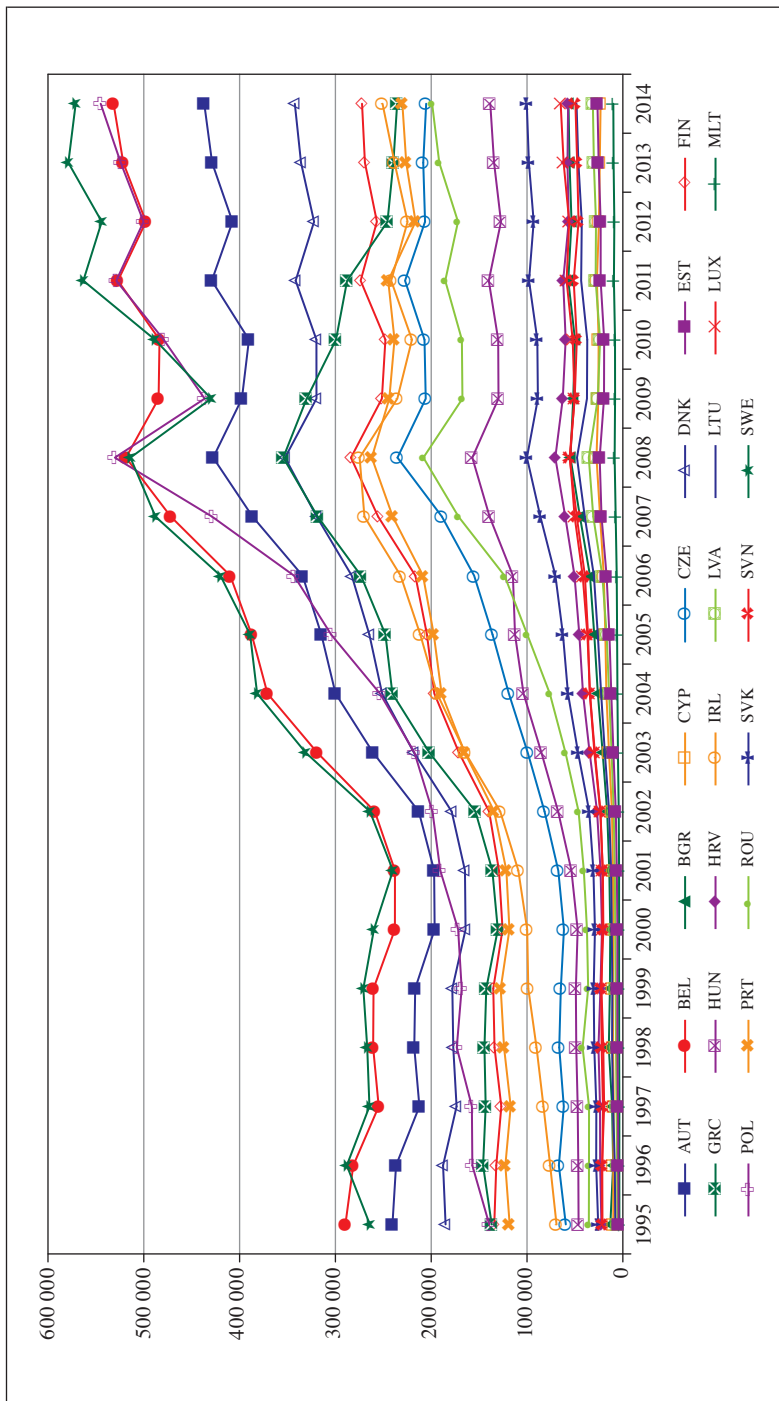
Oceniając wartości miary udziału w zmianach struktury (wzór (1)), gdzie elementy struktury to 28 krajów, można wskazać na „złoty okres” stabilizacji krajowych gospodarek w latach 2002–2008, gdy wszystkie wartości miary (poza Wielką Brytanią w 2008 r.) były dodatnie, co oznaczało wzrost PKB we wszystkich krajach. Dwa kolejne lata (2009–2010) to dla większości gospodarek okres kryzysu – odnotowano ujemne wartości miary. Wyjątkami są Wielka Brytania (miara *UR* na poziomie 0,19), Szwecja (0,13), Polska (0,10) oraz takie kraje, jak Czechy, Dania, Węgry, Luksemburg, Malta, Rumunia i Słowacja, w których miara

trwałych oraz kosztów degradacji i wyczerpywania się bogactw naturalnych. Dane są wyrażone w dolarach amerykańskich, w cenach bieżących. Wielkości w dolarach uzyskano, przeliczając dane w walucie lokalnej na dolary według jednego kursu. Dla kilku krajów, dla których kursy oficjalne są inne niż te stosowane w wymianie walut, zastosowano alternatywny sposób przeliczenia.

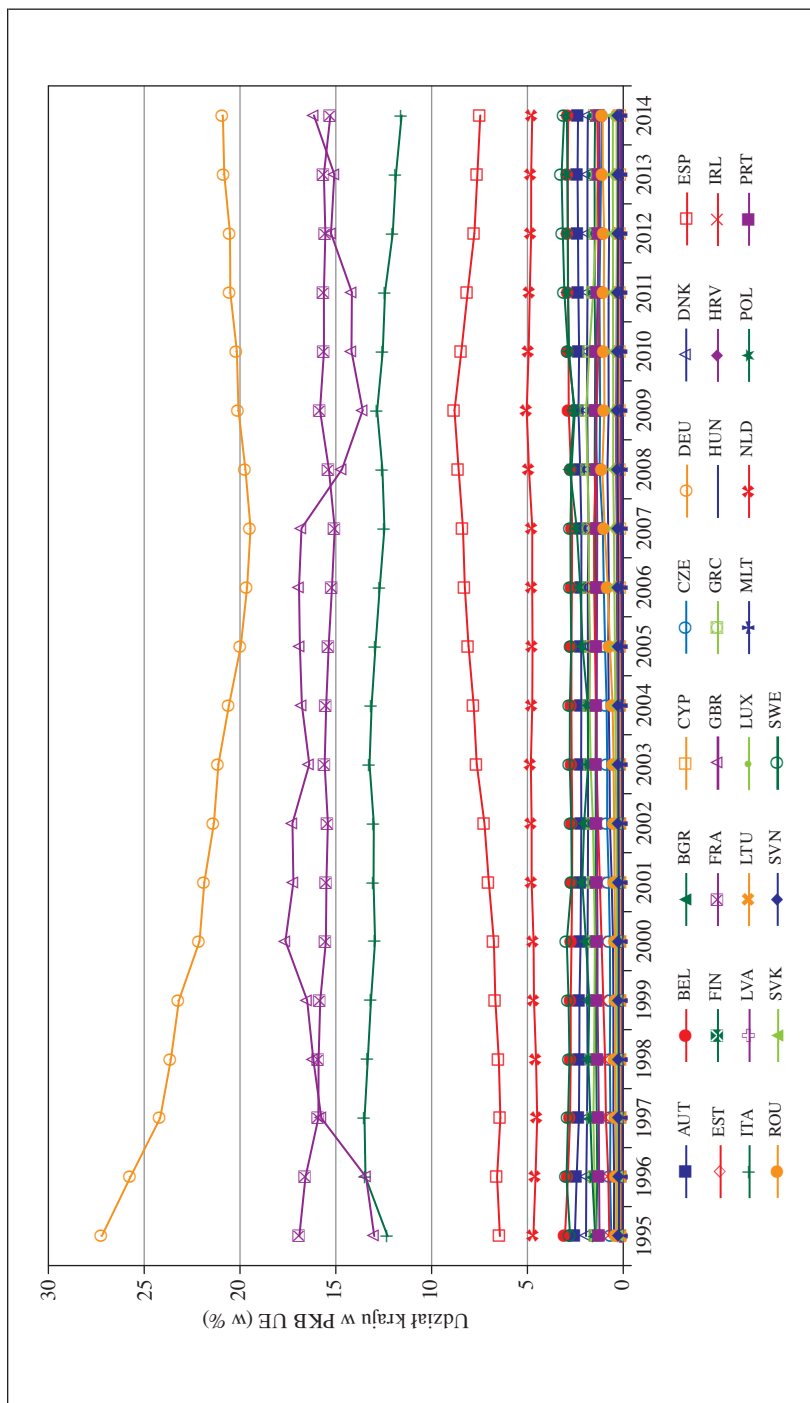
³ Podano ostatnie dziesięć krajów w kolejności od najniższego PKB dla danych z 1995 r.



Rys. 1. PKB w krajach Unii Europejskiej w latach 1995–2014 (w mln USD, ceny bieżące)
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



Rys. 2. PKB w wybranych krajach Unii Europejskiej w latach 1995–2014 (w mln USD, ceny bieżące)
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



Rys. 3. Udział krajów w gospodarce Unii Europejskiej w latach 1995–2014
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].

UR była także dodatnia i oscylowała w granicach od 0,0001 (MLT) do 0,0042 (LUX) w 2010 r.

W kolejnym roku nastąpiła poprawa ocenianej z wykorzystaniem PKB sytuacji gospodarczej krajów UE (jedynie w Grecji miara *UR* była ujemna i wynosiła $-0,0083$, podobnie w następnych latach: $-0,037$, $-0,008$ i $-0,007$). W 2012 r. obserwowany jest natomiast kolejny spadek tego wskaźnika (ponownie poza Wielką Brytanią), a w 2013 r. poprawa dla większości krajów (z wyłączeniem wspomnianej wcześniej Grecji i Cypru). W 2014 r. jedynie dla pięciu krajów (Grecja, Chorwacja, Cypr, Czechy i Szwecja) miara *UR* była ujemna (por. rys. 4).

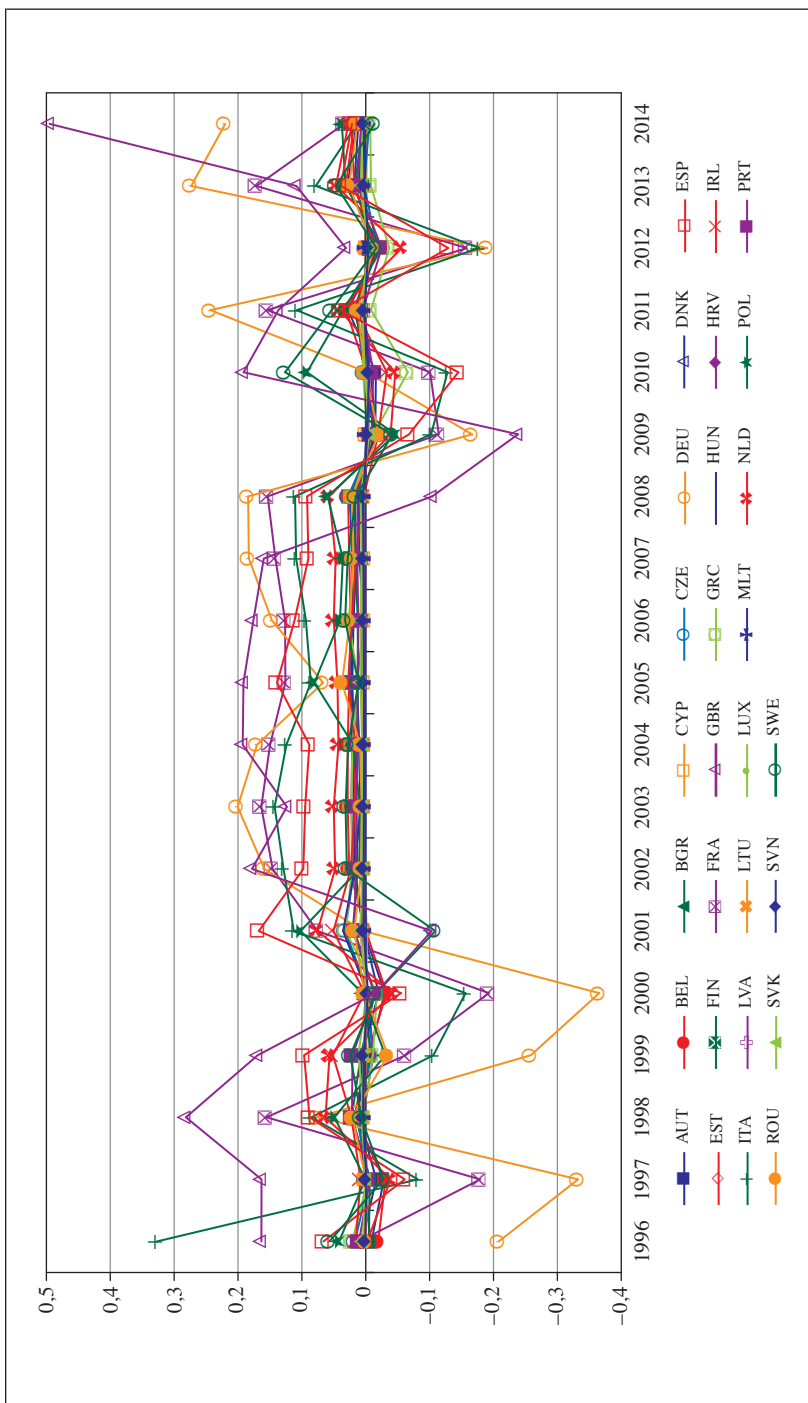
W następnym etapie analizy zbadano trendy liniowe miar udziału w zmianach struktury PKB UE dla wszystkich krajów. Na poziomie istotności 0,05 tylko jeden trend okazał się istotny – dla Niemiec. W związku z tym w dalszej ocenie zdecydowano się wykorzystać średnie (por. rys. 5). Na osi poziomej zaznaczono średni udział w strukturze, natomiast na osi pionowej średni udział w zmianach struktury (liczony jako średnia modułów miary *UR*). Współczynnik korelacji wynosi 0,986, co oznacza, że to kraje o dużym PKB mają duży udział w zmianach struktury.

Rozpatrując pozycje krajów z uwagi na udział w zmianach struktury PKB UE w porównaniu z ich pozycjami z uwagi na udział w strukturze (rys. 6), należy wskazać, iż pierwsza szóstka krajów jest taka sama (także pod względem kolejności). Gospodarka Polski, która jest dopiero 10. z uwagi na udział w strukturze PKB Unii Europejskiej, plasuje się jednak na 7. miejscu z uwagi na wpływ na zmiany struktury PKB UE. W państwach europejskich o średnim poziomie PKB występuje najślabszy związek pomiędzy średnim udziałem w strukturze a średnim udziałem w jej zmianach.

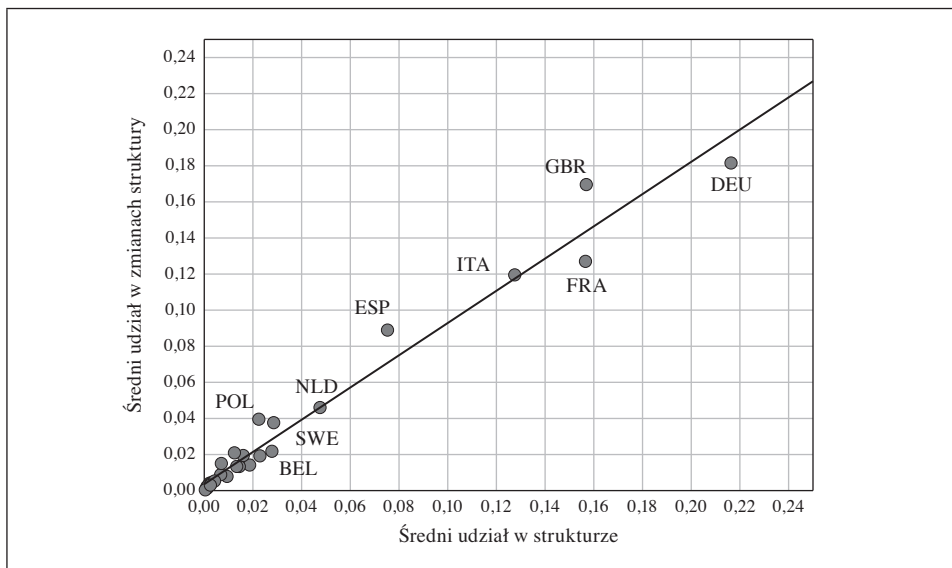
Przewagę udziału w zmianach struktury PKB UE nad udziałem w strukturze przedstawiono na rys. 7. Prostokątem obwiedziono kraje, w których różnica między tymi udziałami nie przekraczała jednego punktu procentowego. Największe przewagi dotyczyły gospodarek Polski, Hiszpanii i Wielkiej Brytanii.

Kształtowanie się miary w wybranych krajach – tych, dla których na rys. 7 udział w zmianach struktury był zbyt duży lub zbyt mały w stosunku do udziału w strukturze – przedstawiono na rys. 8–12.

W przypadku polskiej gospodarki sytuacja kształtowała się bardzo optymistycznie (rys. 8), gdyż niemal przez cały czas następowało przesuwanie się w prawo wykresu, co oznacza zwiększający się udział polskiej gospodarki w gospodarce zjednoczonej Europy. Warto także skonstatować, że PKB liczony według metodologii Banku Światowego zanotował spadek jedynie w 1999, 2009 i 2012 r.

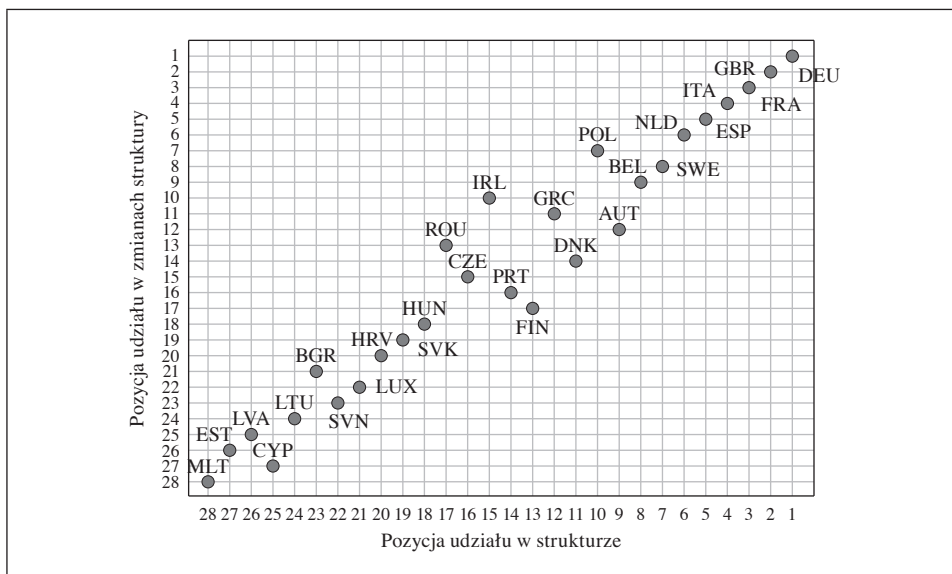


Rys. 4. Wartości miary udziału w zmianach struktury PKB Unii Europejskiej
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



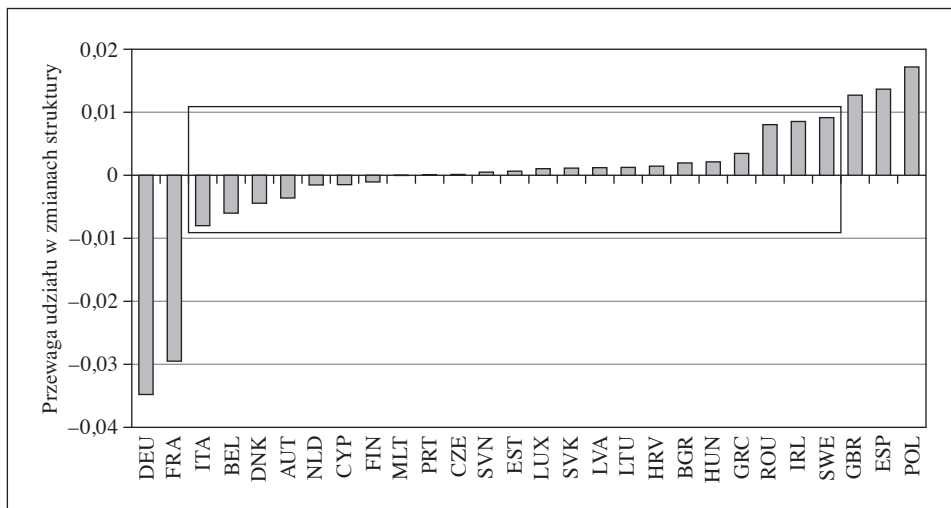
Rys. 5. Średnie udziały w strukturze PKB UE i zmianach tej struktury – kraje Unii Europejskiej

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



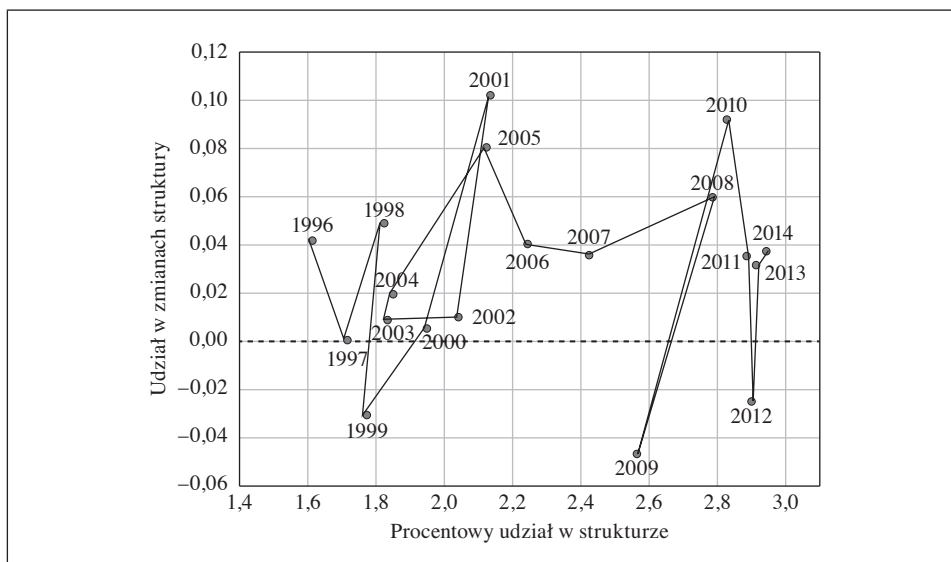
Rys. 6. Zestawienie pozycji krajów Unii Europejskiej: udział w strukturze PKB UE i udział w zmianach tej struktury

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



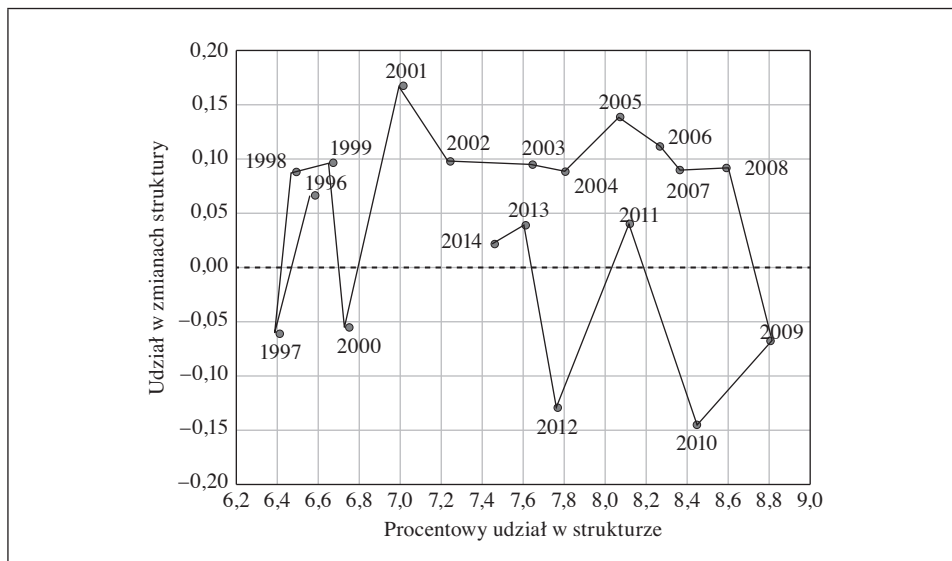
Rys. 7. Przewagi udziału w zmianach struktury PKB UE – kraje Unii Europejskiej

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



Rys. 8. Udział w zmianach struktury PKB UE i procentowy udział w tej strukturze – Polska

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



Rys. 9. Udział w zmianach struktury PKB UE i procentowy udział w tej strukturze – Hiszpania

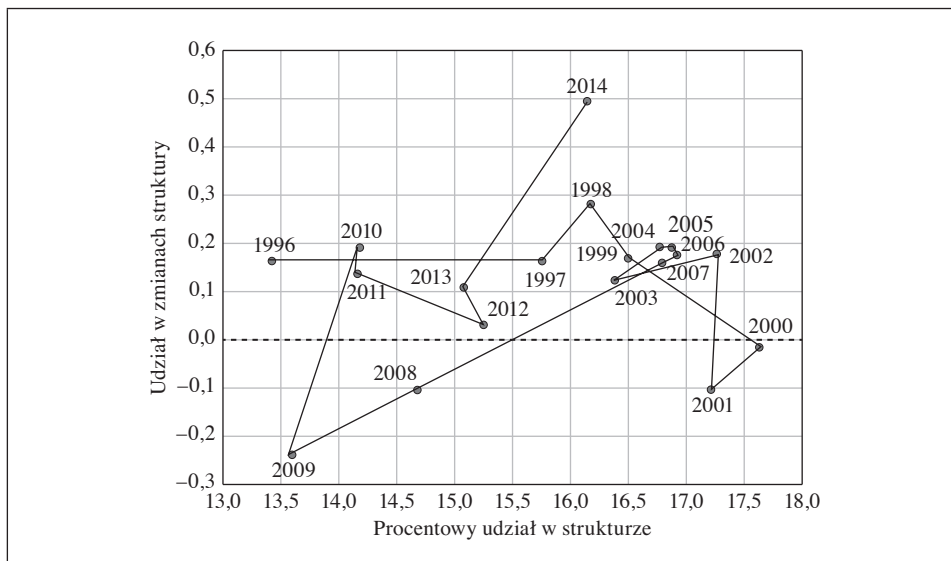
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].

W Hiszpanii (rys. 9) bardzo dobry okres w porównaniu z całą UE to lata 2001–2008, natomiast kolejne lata przyniosły spadek znaczenia Hiszpanii w gospodarce UE.

W latach 1995–2014 miały miejsce duże zmiany dotyczące znaczenia gospodarki Wielkiej Brytanii. Interesujące wydaje się powiązanie zmian ze sprawującymi władzę w tym kraju premierami. Wzrost znaczenia Wielkiej Brytanii zaczął się za rządów Johna Majora (Partia Konserwatywna), ale od maja 1997 r. premierem był Tony Blair (Partia Pracy) – w okresie tym utrzymywała się tendencja wzrostowa z wyjątkiem 2001 r. Lata rządów Gordona Browna (Partia Pracy) – 2007–2009 – oznaczały hamowanie gospodarki. Dopiero pod przywództwem Davida Camerona (Partia Konserwatywna) w 2010 r. miał miejsce zwrot (nastąpiły pozytywne zmiany i wzrost znaczenia Wielkiej Brytanii w UE), a w 2014 r. odnotowano duży sukces w tym zakresie (por. rys. 10).

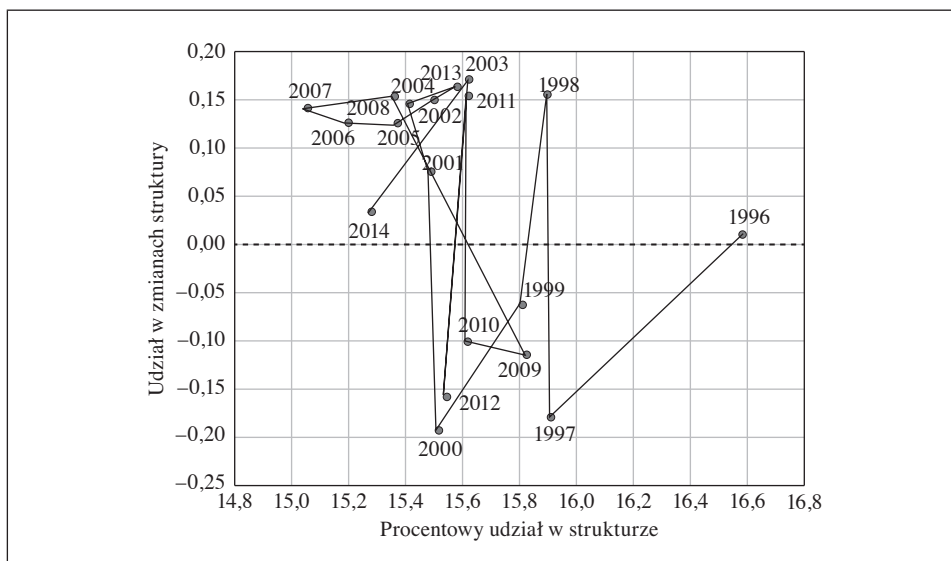
We Francji w analizowanych latach wstąpiły duże turbulencje (rys. 11): 1) nastąpił spadek znaczenia Francji w gospodarce UE w badanym okresie o ok. 1,3 punktu procentowego, 2) aż w sześciu latach odnotowano spadek PKB.

Widoczny jest także spektakularny spadek udziału Niemiec w gospodarce UE (rys. 12) z prawie 26% w 1995 r. do 19,5% w 2006 r. oraz spadek PKB w 2009 r. i 2012 r., przy czym w następnych latach nastąpił wzrost tego wskaźnika.



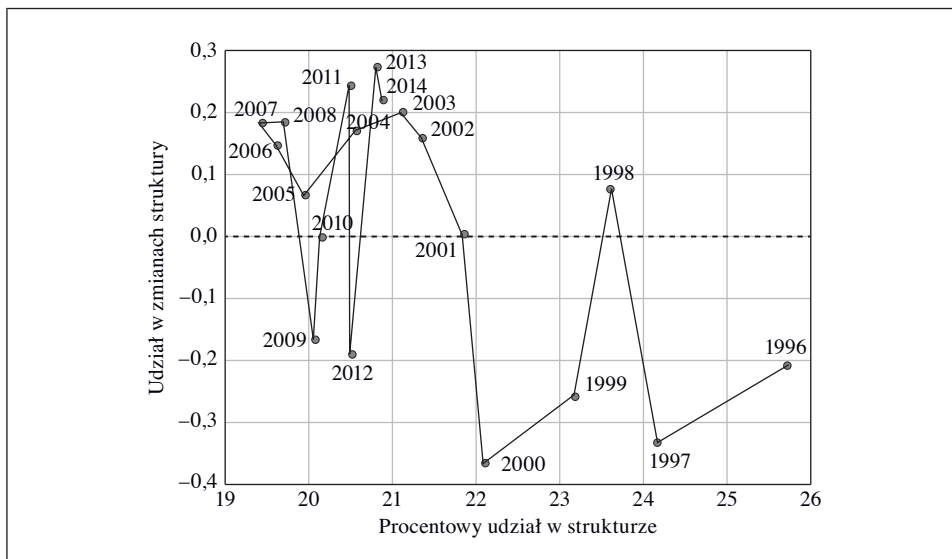
Rys. 10. Udział w zmianach struktury PKB UE i procentowy udział w tej strukturze – Wielka Brytania

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



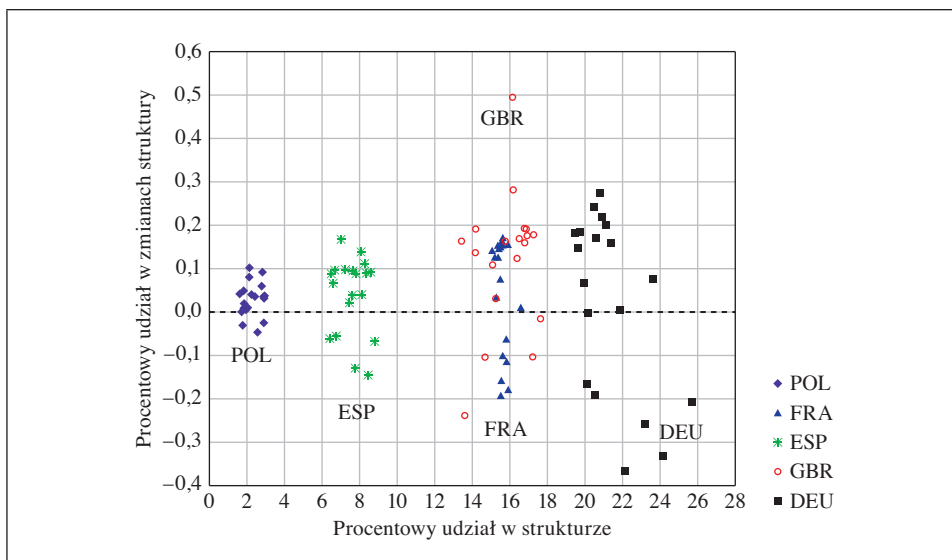
Rys. 11. Udział w zmianach struktury PKB UE i procentowy udział w tej strukturze – Francja

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



Rys. 12. Udział w zmianach struktury PKB UE i procentowy udział w tej strukturze – Niemcy

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].



Rys. 13. Udział w zmianach struktury PKB UE i procentowy udział w tej strukturze – wybrane kraje Unii Europejskiej

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego [GDP... 2016].

Zestawienie wyników dotyczących procentowego udziału w zmianach struktury i procentowego udziału w strukturze PKB UE opisanych wyżej pięciu krajów razem przedstawiono na rys. 13.

Niemcy mimo różnych zawirowań są od lat największą gospodarką UE. W latach kryzysu nastąpiły 20–40-procentowe zmiany w strukturze PKB UE. Ujemny procentowy udział w zmianach struktury dotyczył lat 1996–2000, w kolejnych latach następowała głównie poprawa, stąd można mówić o istotnym trendzie dotyczącym wartości miary *UR*.

Analizując udział w PKB Unii Europejskiej gospodarek Francji i Wielkiej Brytanii, można mówić o ich „przeplataniu się”. W przypadku danych dla Francji sześciokrotnie procentowy udział w zmianach struktury był ujemny, podczas gdy dla Wielkiej Brytanii sytuacja tak miała miejsce czterokrotnie. Ponadto dla Wielkiej Brytanii odnotowano największą wariancję w udziale w zmianach struktury.

W przypadku gospodarki Polski udział w strukturze PKB Wspólnoty jest, co prawda, mały (ale rosnący z 1,5% do 3% w analizowanym okresie), a ujemny procentowy udział w zmianach struktury odnotowano jedynie trzy razy (w 1999, 2009 i 2012 r.).

5. Zakończenie

Na podstawie przedstawionych wyników oceny zmian znaczenia krajów w gospodarce Unii Europejskiej można wskazać, że:

- miara *UR* pozwala na ukazanie udziału składników struktury w zmianach rozmiaru struktury PKB UE,
- miara ta umożliwia pomiar tego udziału z uwzględnieniem zmian wielkości wszystkich pozostałych składników struktury,
- można interpretować wartość *UR* pod względem udziału w zmianach oraz kierunku zmiany wartości (spadek/wzrost) lub tylko poprzez moduł miary (tylko „siła” udziału w zmianach),
- przeprowadzona analiza struktury PKB Unii Europejskiej w latach 1995–2014 wykazała, że sześć największych pod względem gospodarczym krajów ma największe udziały w zmianach struktury,
- kraje Unii znajdujące się na kolejnych dziesięciu pozycjach (średnie) wykazują stosunkowo największe odstępstwo od tej prawidłowości,
- mimo to korelacja między wielkością gospodarki a jej udziałem w zmianach struktury jest bardzo wysoka,
- w porównaniu z innymi gospodarkami europejskimi polska gospodarka ma o wiele większy udział w zmianach struktury, niż to wynika z jej potencjału.

Literatura

- GDP (Current US\$) [2016], World Bank, <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD> (dostęp: 15.04.2016).
- Markowska M., Sokołowski A. [2016], *Metoda dekompozycji zmian struktury*, „Prace Komisji Geografii Przemysłu Polskiego Towarzystwa Geograficznego”, vol. 30, nr 3.
- Walesiak M. [1983], *Podobieństwo wielkości (skali) oraz kształtu (formy) w złożonych badaniach strukturalnych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3.
- Winiecki J. [2014], *Przekształcenia strukturalne w procesie rozwoju gospodarczego. Modyfikacje i rozszerzenia*, „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny”, vol. 76, nr 2, <https://doi.org/10.14746/rpeis.2014.76.2.20>.
- Winiecki J. [2016], *Shortcut or Piecemeal: Economic Development Strategies and Structural Change*, Central European University Press, Budapest, <https://muse.jhu.edu/> (dostęp: 15.06.2016).

Identifying the Importance of Countries in the EU Economy Using a Measure for Structural Changes Decomposition

(Abstract)

The main aim of the paper is to analyse the structural dynamics in the EU economy. It is based on one macroeconomic variable – GDP, calculated using the methodology employed by the World Bank. The research covers the years 1995–2014. The 28 member states that belonged to the EU at the end of the period are treated as the structural elements of the European economy.

A new measure for decomposing structural changes is used in the analysis. It takes into account changes in the values of the structural components, which is called the „size” of the structure (as opposed to „shape”, which concerns only the share of components). The decomposition measure makes it possible to evaluate changes in the importance of individual countries in the European economy, and the sign of a measure shows whether an increase or decrease has been observed. The sum of absolute values of decomposition measure comes out to one for each pair of time units compared.

GDP grew – more or less – in all of the countries during the period analysed, but the rates of growth differed (by country and time period), which produced changes in its structure.

Keywords: structural changes, decomposition, European economy, EU 28.

Iwona Foryś

Radosław Gaca

Teoretyczne i praktyczne aspekty opisu cech jakościowych nieruchomości w modelach regresji wielorakiej wyceny wartości mieszkań*

Streszczenie

Dynamiczny rozwój teorii wyceny wartości rynkowej nieruchomości związany jest w Polsce z transformacją ustrojową. Wraz ze wzrostem liczby zawieranych transakcji na tym rynku oraz coraz liczniejszymi obszarami aktywności gospodarczej wymagającej określania wartości nieruchomości pojawiają się próby wprowadzania do praktyki modeli regresji wielorakiej. Niedoskonałości samego modelu regresji, a także cechy nieruchomości jako realnych obiektów opisywanych w modelach są przyczyną sprzecznych i niezasadnych wniosków z nich płynących. Jedną z przyczyn niedoskonałości funkcjonalnej modeli regresji jest sposób wprowadzania do nich zmiennych jakościowych, które w wielu przypadkach są najistotniejszymi cechami opisującymi nieruchomości.

Zgodnie z podstawowymi zasadami określającymi możliwe działania na liczbach ze względu na rodzaj skal pomiarowych zmienne jakościowe mierzone na skali nominalnej

Iwona Foryś, Uniwersytet Szczeciński, Instytut Ekonometrii i Statystyki, Katedra Badań Operacyjnych i Zastosowań Matematyki w Ekonomii, 71-101 Szczecin, ul. Mickiewicza 64, e-mail: forys@wneiz.pl

Radosław Gaca, e-mail: rgaca@poczta.onet.pl

* W materiałach konferencyjnych [Foryś i Gaca 2016b] prezentowano wyniki wstępne badań, które w niniejszym artykule zostały dodatkowo uzupełnione o kolejny badany obiekt.

i porządkowej mogą być wprowadzane do modeli regresji w postaci zmiennych sztucznych (*dummy variables*). W niniejszym artykule przedstawiona została propozycja alternatywnej metody wprowadzania zmiennych jakościowych do modeli regresji wielorakiej opisujących rynki nieruchomości, poprzez zastosowanie do ich pomiaru skali Osgooda.

W pracy zaprezentowane zostały nie tylko podstawy teoretyczne proponowanego modelu, ale również wyniki jego zastosowania w zestawieniu z klasyczną metodą wprowadzania zmiennych jakościowych. Rozważania teoretyczne zostały poparte badaniem empirycznym na rynku mieszkaniowym Szczecina, Bydgoszczy oraz Świecia (województwo zachodniopomorskie).

Słowa kluczowe: wycena nieruchomości, zmienne jakościowe, skala Osgooda, skala semantyczna, regresja wieloraka.

Klasyfikacja JEL: C50, R30.

1. Wprowadzenie

Rozwój rynku nieruchomości w Polsce po okresie burzliwych przemian społeczno-gospodarczych wynikających z transformacji ustrojowej jest ściśle związany z rozwojem teorii wyceny wartości rynkowej nieruchomości. Dostosowanie metodologii wyceny do coraz liczniejszych obszarów aktywności gospodarczej wymagających określania wartości nieruchomości skutkuje próbami adoptowania do tych celów metod ilościowych.

Wśród wspomnianych metod popularne są zwłaszcza modele regresji wielorakiej, jednak niedoskonałości samego modelu regresji, a także cechy nieruchomości bywają przyczyną sprzecznych i niezasadnych wniosków z nich płynących, zwłaszcza że najistotniejsze – biorąc pod uwagę wartość – cechy nieruchomości jako realnych obiektów opisywanych w modelach [*Social Entrepreneurship...* 2014, Green 1991, Preachera i in. 2013] są zazwyczaj mierzone na skalach słabych.

Celem przeprowadzonych badań jest sprawdzenie możliwości zastosowania alternatywnej w stosunku do powszechnie stosowanej metody wprowadzania zmiennych jakościowych [Bennett i Elman 2006] do modeli regresji wielorakiej opisujących rynki nieruchomości, opartej na zmiennych sztucznych (*dummy variables*), poprzez zastosowanie do ich pomiaru skali Osgooda [Foryś i Gaca 2016b].

Problematyka kwantyfikacji stanów cech nieruchomości była dotychczas przedmiotem licznych opracowań [Foryś 2011, Hozer 2001, Bełej i Żróbek 2000]. W przywołanych publikacjach nie podjęto jednak szerszej dyskusji na temat zasad wprowadzania zmiennych jakościowych do modeli, w szczególności biorąc pod uwagę dopuszczalność działań na liczbach ze względu na skalę pomiaru.

Zgodnie z koncepcją zaprezentowaną przez S.S. Stevensa [1946] wyróżnić można cztery skale: nominalną, porządkową, przedziałową i ilorazową. Zgodnie z zasadami pomiaru z określonym typem skali wiążą się dopuszczalne grupy

przekształceń, jak również dopuszczalne działania arytmetyczne [Walesiak 1996, Knapp 1990]. Z założeń metody kwantyfikacji zaproponowanej przez Stevensa wynika, że dane liczbowe wyrażone w skalach niskiego rzędu (nominalnej i porządkowej) nie posiadają typowej dla liczb naturalnych interpretacji. Dla danych wyrażonych na wymienionych skalach oznaczenia liczbowe mają charakter kodów różnicujących i pozycjonujących. Wskazane liczby w klasycznym ujęciu nie opisują jednak ani odległości (interwału), ani stosunku (ilorazu) poszczególnych zmiennych.

Zgodnie z jedną z podstawowych reguł pomiaru rezultaty pomiaru opisane w skali mocniejszej mogą być transformowane na liczby należące wyłącznie do skali słabszej. Odwrotna transformacja danych polegająca na ich wzmacnianiu nie jest możliwa. Wynika to z prostego faktu związanego z ilością niesionej przez dany pomiar informacji [Walesiak 1996, Wiśniewski 1986, Walesiak i Dudek 2007]. Istnieją, co prawda, metody pozwalające na transformację danych mierzonych na skali porządkowej na skalę interwałową, jednak transformacja taka nie powoduje przyrostu informacji zawartej w przetransformowanych danych [Walesiak 2014].

Zaproponowana przez autorów niniejszego artykułu metoda wyrażania stanów (poziomów) cech jakościowych poprzez zastosowanie skali opartej na dyferencjale semantycznym [Foryś i Gaca 2016a] zbliża uzyskane za jej pomocą wyniki do pomiaru wykonanego na skali co najmniej interwałowej [Johnson 2010].

2. Metoda badań

W modelach regresji w celu przeprowadzenia falsyfikacji hipotezy dotyczącej poprawności alternatywnej metody wprowadzania zmiennych jakościowych wyrażonych za pomocą dyferencjału semantycznego, a ponadto w celu falsyfikacji hipotezy dotyczącej interwałowego i równomiernego rozkładu zmienności poszczególnych stanów cech jakościowych, dokonano porównania wyników estymacji parametrów modelu regresji liniowej z wykorzystaniem dwóch metod modelowania zmiennych jakościowych, tj. metody, w przypadku której zmienne jakościowe skwantyfikowane za pomocą skali Osgooda wprowadzono do modelu bezpośrednio na podstawie ich wartości, oraz metody, w przypadku której opisane wyżej zmienne przekształcono na zmienne sztuczne [Foryś i Gaca 2016b].

Obliczeń dokonano, wykorzystując model liniowej regresji wielorakiej w postaci:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 \dots \alpha_m X_m + \varepsilon, \quad (1)$$

gdzie:

- Y – zmienna objaśniana (ceny nieruchomości),
- X_i – zmienne objaśniające (stany cech); $i = 1, 2, \dots, m$,
- ε – składnik losowy.

Jako podstawę estymacji parametrów modelu przyjęto macierz \mathbf{A} cech nieruchomości dla analizowanego zbioru nieruchomości podobnych:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} x_{11} & \dots & x_{1m} \\ x_{21} & \dots & x_{2m} \\ \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & \dots & x_{nm} \end{bmatrix}. \quad (2)$$

Informacje zawarte w macierzy \mathbf{A} stanowią podstawę do określenia wartości nieruchomości zgodnie z podejściem porównawczym, prowadzącym do szacowania wartości rynkowej nieruchomości. Cechy rynkowe obejmujące zmienne jakościowe opisane w macierzy \mathbf{A} skwantyfikowane zostały z wykorzystaniem skali Osgooda [Osgood i in. 1957, Foryś i Gaca 2016a].

Konstrukcja skali oparta jest na ocenie przez respondenta poziomu nasilenia zjawiska bądź stanu obiektu, poprzez określenie w formie semantycznej. Wówczas pomiar znaczenia konotacyjnego sprowadza się do wskazania miejsca zajmowanego w przestrzeni semantycznej przez dane pojęcie czy nazwę. Z prowadzonych przez Osgooda analiz wynikało, że do zasadniczych wymiarów określonej przestrzeni semantycznej należą: wartościowanie, siła i aktywność. Własności opisanych skal pozwalają na potraktowanie uzyskanych przy ich zastosowaniu danych jako danych o charakterze semiinterwałowym. Opisany charakter skal wynika z samej ich konstrukcji opartej na ocenie „położenia” postawy lub opinii względem stanu przeciętnego (neutralnego) i stanów skrajnych w danej grupie [Osgood i in. 1957, Foryś i Gaca 2016b].

W przypadku stosowania oceny cech jakościowych za pomocą dyferencjału semantycznego niezwykle ważne jest prawidłowe zdefiniowanie zakresów ocen maksymalnych i minimalnych. Biorąc pod uwagę powyższe, skalą o najlepszych właściwościach byłaby skala posiadająca zakresy skrajnych ocen odpowiadających uniwersalnemu znaczeniu wartościującemu właściwemu dla danej społeczności. Uwzględniając jednak konieczność budowy modelu wyceny nieruchomości zgodnie z podejściem porównawczym na podstawie nieruchomości podobnych, należy zauważyć, że w większości przypadków poziom zróżnicowania stanów określonych cech różnicujących nieruchomości w badanej grupie będzie mniejszy i stanowić będzie jedynie fragment całkowitej rozpiętości ocen. W przypadku oceny stanów cech nieruchomości z wykorzystaniem koncepcji Osgooda należy dla każdej analizowanej grupy dokonać odrębnej oceny i skalowania odpowiadającego zdiagnozowanym stanom skrajnym i stanowi przeciętnemu. Również zakres

gradacji skali musi być w każdym przypadku dostosowany do zaobserwowanego zróżnicowania cech.

W celu falsyfikacji hipotezy o co najmniej interwałowym charakterze zmiennych opisujących stany nieruchomości kwantyfikowanych za pomocą dyferencjału semantycznego przeprowadzono porównanie wyników estymacji dla dwóch opisanych modeli regresji [Foryś i Gaca 2016a, 2016b].

Obliczeń dla modelu ze zmiennymi sztucznymi dokonano na podstawie modelu liniowej regresji wielorakiej w postaci:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_{12}D_{12} + \alpha_{13}D_{13} + \alpha_{22}D_{22} \dots + \alpha_{mk}D_{mk} + \varepsilon, \quad (3)$$

gdzie:

Y – zmienna objaśniana (ceny nieruchomości),

D_{ij} – zmienne objaśniające (stany cech) przekształcone na zmienne sztuczne;
 $i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, k$,

ε – składnik losowy.

Przekształcenia zmiennych jakościowych skwantyfikowanych z wykorzystaniem skali Osgooda w zmienne sztuczne dokonano zgodnie z podanymi poniżej wzorami [Hardy 1993]:

– dla zmiennych o dwóch stanach:

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{dla oceny 2} \\ 0 & \text{dla oceny 1,} \end{cases}$$

– dla zmiennych o trzech stanach:

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{dla oceny 2} \\ 0 & \text{dla ocen 1 i 3,} \end{cases}$$

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{dla oceny 3} \\ 0 & \text{dla ocen 1 i 2.} \end{cases}$$

Na podstawie dokonanych przekształceń otrzymano macierz \mathbf{A}' zmiennych sztucznych w postaci:

$$\mathbf{A}' = \begin{bmatrix} d_{112} & d_{113} & \dots & d_{1mk} \\ d_{212} & d_{213} & \dots & d_{2mk} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ d_{n12} & d_{n13} & \dots & d_{nmk} \end{bmatrix}. \quad (4)$$

Wyboru kodowania zero-jedynkowego (*dummy coding*) dokonano ze względu na chęć uzyskania wartości współczynników dla poszczególnych wektorów zmiennych sztucznych odpowiadających poszczególnym stanom (poziomom) jakościowych zmiennych objaśniających, dla których punkt odniesienia stanowi w każdym przypadku pierwszy (najniższy) stan (poziom) cechy. Powyższy sposób kodowania pozwala na określenie proporcji pomiędzy obliczonymi wartościami

współczynników dla poszczególnych poziomów cech jakościowych i ich porównanie w stosunku do kwantyfikacji dokonanej z wykorzystaniem skali dyferencjału semantycznego.

3. Badania empiryczne

Weryfikacji założeń dokonano na podstawie trzech zbiorów nieruchomości podobnych obejmujących prawa do lokali mieszkalnych położonych na terenie Bydgoszczy, Szczecina oraz mniejszego ośrodka miejskiego Świecia. W celu uzyskania zbiorów obejmujących zmienność w obszarze wyłącznie cech jakościowych możliwych do opisanego z wykorzystaniem dyferencjału semantycznego posłużono się transakcjami dotyczącymi praw do lokali mieszkalnych o praktycznie identycznych powierzchniach, położonych w zbliżonych konstrukcyjnie budynkach.

Ostatecznie wyodrębniono następujące zbiory: zbiór O_B obejmujący 43 transakcje dotyczące spółdzielczych własnościowych praw do lokali mieszkalnych położonych na terenie Bydgoszczy, zawarte w okresie od lutego 2014 r. do października 2015 r., oraz zbiór O_{SZ} obejmujący 55 transakcji dotyczących spółdzielczych własnościowych praw do lokali mieszkalnych położonych na terenie Szczecina, zawartych w okresie od stycznia 2010 r. do grudnia 2012 r. Dodatkowo badanie rozszerzono o zbiór O_{SW} obejmujący 47 transakcji dotyczących lokali mieszkalnych jako przedmiotów odrębnej własności położonych na terenie Świecia, zawartych w okresie od stycznia 2012 r. do lipca 2016 r. Dane pozyskano z aktów notarialnych.

W przypadku zbioru O_B zastosowano liniową korektę cen transakcyjnych związaną z zaobserwowanymi zmianami poziomu cen w czasie na poziomie 4% w stosunku rocznym. W przypadku zbiorów O_{SZ} i O_{SW} nie dokonano takiej korekty ze względu na brak zaobserwowanej istotnej zmiany cen w czasie. Dla opisanych zbiorów w odniesieniu do cen transakcyjnych przeprowadzono testy normalności. Na podstawie przeprowadzonych testów Shapiro-Wilka, Andersona-Darlinga oraz Kołmogorowa-Smirnowa nie znaleziono podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, natomiast w przypadku testu Kołmogorowa-Smirnowa dla cen ze zbioru O_B oraz testu Shapiro-Wilka dla cen ze zbiorów O_{SZ} i O_{SW} zanotowano stosunkowo niskie wartości p (tabela 1).

W ramach cech różnicujących analizowane zbiory w sensie jakościowym wyróżniono następujące cechy:

- lokalizacja (X_1),
- stan techniczno-użytkowy budynku (X_2),
- położenie na kondygnacji (X_3).

Tabela 1. Zestawienie wyników testów normalności

| Test normalności | Wartość statystyki testowej | Wartość p |
|----------------------|-----------------------------|-------------|
| Zbiór O_B | | |
| Shapiro-Wilka | 0,96901 | 0,2922 |
| Andersona-Darlinga | 0,42118 | 0,3097 |
| Kołmogorowa-Smirnowa | 0,10931 | 0,2210 |
| Zbiór O_{SZ} | | |
| Shapiro-Wilka | 0,97038 | 0,1915 |
| Andersona-Darlinga | 0,36869 | 0,4166 |
| Kołmogorowa-Smirnowa | 0,076985 | 0,5751 |
| Zbiór O_{SW} | | |
| Shapiro-Wilka | 0,96311 | 0,1068 |
| Andersona-Darlinga | 0,45041 | 0,2651 |
| Kołmogorowa-Smirnowa | 0,071827 | 0,7225 |

Źródło: obliczenia własne w programie R.

Dla wyspecyfikowanych zmiennych przyjęto skalę ocen (skala Osgooda) opisaną w tabeli 2.

Tabela 2. Skala ocen dla analizowanych zmiennych jakościowych

| Zmienna | Zbiór O_B | Zbiory O_{SZ} i O_{SW} |
|---------|---------------------------------------|---|
| X_1 | 1. średnia, 2. dobra, 3. bardzo dobra | 1. gorsza, 2. lepsza |
| X_2 | 1. średni (+), 2. dobry, 3. dobry (+) | 1. dobry, 2. dobry (+), 3. bardzo dobry |
| X_3 | 1. średnie, 2. dobre, 3. bardzo dobre | 1. średnie, 2. dobre, 3. bardzo dobre |

Źródło: obliczenia własne.

Każdą z nieruchomości w analizowanych zbiorach opisano trzema wyspecyfikowanymi zmiennymi, stosując przyjętą skalę ocen według schematu zamieszczonego w tabelach 3–5 (z uwagi na obszerność danych w tabelach zamieszczono dane tylko dla pierwszej i ostatniej nieruchomości w każdym zbiorze).

W kolejnym etapie badania oszacowano parametry równań regresji wielorakiej metodą najmniejszych kwadratów dla zmiennych opisanych na skali Osgooda oraz dla zmiennych sztucznych. W trakcie budowy modelu obejmującego wszystkie zmienne w stosunku do analizowanych zbiorów zaobserwowano nieistotność parametrów modelu dla cechy oznaczonej jako X_3 opisującej w ujęciu jakościowym położenie na określonej kondygnacji. Następnie pominięto tę zmienną i szacowano parametry modeli z dwiema zmiennymi objaśniającymi X_1 , X_2 .

Tabela 3. Opis stanów cech dla zbioru O_B nieruchomości podobnych, kwantyfikacja według skali Osgooda i przekształcenie na zmienne sztuczne

| Lokale oceniane | | Ocena cech w skali Osgooda | | | Ocena cech – zmienne sztuczne | | | | | |
|-----------------|------------|----------------------------|-------|-------|-------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Lp. | Oznaczenie | X_1 | X_2 | X_3 | D_{11} | D_{12} | D_{21} | D_{22} | D_{31} | D_{32} |
| 1 | L1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| ... | ... | ... | | | | | | | | |
| 43 | L43 | 2 | 2 | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Opis stanów cech dla zbioru O_{SZ} nieruchomości podobnych, kwantyfikacja według skali Osgooda i przekształcenie na zmienne sztuczne

| Lokale oceniane | | Ocena cech w skali Osgooda | | | Ocena cech – zmienne sztuczne | | | | |
|-----------------|------------|----------------------------|-------|-------|-------------------------------|----------|----------|----------|----------|
| Lp. | Oznaczenie | X_1 | X_2 | X_3 | D_{11} | D_{21} | D_{22} | D_{31} | D_{32} |
| 1 | L1 | 2 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| ... | ... | ... | | | | | | | |
| 55 | L55 | 1 | 3 | 2 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Opis stanów cech dla zbioru O_{SW} nieruchomości podobnych, kwantyfikacja według skali Osgooda i przekształcenie na zmienne sztuczne

| Lokale oceniane | | Ocena cech w skali Osgooda | | | Ocena cech – zmienne sztuczne | | | | |
|-----------------|------------|----------------------------|-------|-------|-------------------------------|----------|----------|----------|----------|
| Lp. | Oznaczenie | X_1 | X_2 | X_3 | D_{11} | D_{21} | D_{22} | D_{31} | D_{32} |
| 1 | L1 | 2 | 2 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| ... | ... | ... | | | | | | | |
| 47 | L47 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

Źródło: obliczenia własne.

Dla zbioru O_B i zmiennych opisanych za pomocą dyferencjału semantycznego:

$$\bar{R}^2 = 77,90, V = 0,1157,$$

$$\hat{y}_i = 2090,19 + 411,45x_{1i} + 422,02x_{2i}.$$

(145,29) (75,55) (75,55)

Dla zbioru O_B i zmiennych opisanych za pomocą zmiennych sztucznych:

$$\bar{R}^2 = 77,50, V = 0,1163,$$

$$\hat{y}_i = 2841,56 + 440,39d_{1-1i} + 839,31d_{1-2i} + 508,60d_{2-1i} + 860,46d_{2-2i}.$$

(112,25) (115,61) (153,18) (115,61) (153,18)

Dla zbioru O_{SZ} i zmiennych opisanych za pomocą dyferencjału semantycznego:

$$\bar{R}^2 = 74,30, V = 0,0741,$$

$$\hat{y}_i = \underset{(187,03)}{2468,99} + \underset{(73,95)}{345,04}x_{1i} + \underset{(73,95)}{670,97}x_{2i}.$$

Dla zbioru O_{SZ} i zmiennych opisanych za pomocą zmiennych sztucznych:

$$\bar{R}^2 = 74,60, V = 0,0871,$$

$$\hat{y}_i = \underset{(92,51)}{3424,73} + \underset{(73,60)}{350,25}d_{1-1i} + \underset{(88,24)}{761,08}d_{2-1i} + \underset{(109,33)}{1366,07}d_{2-2i}.$$

Dla zbioru O_{SW} i zmiennych opisanych za pomocą dyferencjału semantycznego:

$$\bar{R}^2 = 69,72, V = 0,0990,$$

$$\hat{y}_i = \underset{(152,75)}{1464,51} + \underset{(57,91)}{526,36}x_{1i} + \underset{(53,60)}{373,24}x_{2i}.$$

Dla zbioru O_{SW} i zmiennych opisanych za pomocą zmiennych sztucznych:

$$\bar{R}^2 = 69,04, V = 0,0990,$$

$$\hat{y}_i = \underset{(75,95)}{2368,97} + \underset{(58,87)}{527,38}d_{1-1i} + \underset{(73,71)}{364,79}d_{2-1i} + \underset{(112,23)}{751,39}d_{2-2i}.$$

Tabela 6. Porównanie wyników estymacji współczynników dla opisu stanów cech, kwantyfikacja według skali Osgooda i przekształcenie na zmienne sztuczne

| Wyszczególnienie | Oznaczenie zmiennych | | | | | |
|--|----------------------|--------|--------|-------|--------|--------|
| | X_1 | | | X_2 | | |
| Model dla zbioru O_B | | | | | | |
| Stany cech według skali Osgooda | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 |
| Wartości współczynników dla zmiennych sztucznych | 0 | 440,39 | 839,31 | 0 | 508,6 | 860,46 |
| Proporcja w stosunku do wartości maksymalnej | 0 | 0,5247 | 1 | 0 | 0,5911 | 1 |
| Model dla zbioru O_{SZ} | | | | | | |
| Stany cech według skali Osgooda | 1 | – | 2 | 1 | 2 | 3 |
| Wartości współczynników dla zmiennych sztucznych | 0 | – | 350,25 | 0 | 761,08 | 1366,1 |
| Proporcja w stosunku do wartości maksymalnej | 0 | – | 1 | 0 | 0,5571 | 1 |
| Model dla zbioru O_{SW} | | | | | | |
| Stany cech według skali Osgooda | 1 | – | 2 | 1 | 2 | 3 |
| Wartości współczynników dla zmiennych sztucznych | 0 | – | 527,38 | 0 | 364,79 | 751,39 |
| Proporcja w stosunku do wartości maksymalnej | 0 | – | 1 | 0 | 0,4855 | 1 |

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie modeli uzyskanych z wykorzystaniem zmiennych sztucznych określono proporcje pomiędzy wpływem na zmienną objaśnianą poszczególnych stanów cech opisanych za pomocą zmiennych sztucznych a odpowiadających określonym ocenom cech dokonanych z uwzględnieniem skali Osgooda. Zestawienia wyników dokonano w tabeli 6.

4. Wnioski

Uzyskane wyniki dla analizowanych trzech zbiorów (podobnie jak w przypadku wstępnych wyników uzyskanych dla dwóch zbiorów [Foryś i Gaca 2016b]) nie dają podstaw do odrzucenia postawionej hipotezy odnoszącej się do możliwości traktowania zmiennych jakościowych skwantyfikowanych z wykorzystaniem dyferencjału semantycznego jak zmiennych co najmniej interwałowych. Mimo iż obliczone interwały dla poszczególnych stanów cech wyrażające się poprzez wartości współczynników dla zmiennych sztucznych nie są idealnie proporcjonalne, zaobserwowane odchylenia są stosunkowo niewielkie. Uzyskane w trakcie badania wyniki potwierdzają wnioski płynące z analizy innych zbiorów opartej na porównaniu wyników korelacji [Foryś i Gaca 2016a, 2016b].

Należy zwrócić uwagę, że proporcjonalne odwzorowanie wpływu zmiennych jakościowych wyrażonych za pomocą skali Osgooda miało miejsce w stosunku do trzech zbiorów nieruchomości podobnych przy zachowaniu bardzo dużego podobieństwa w zakresie podstawowych cech wpływających na kształtowanie cen (powierzchnia, funkcjonalność, lokalizacja ogólna, rodzaj budynku itp.). Biorąc pod uwagę wyniki uzyskane w opisanej analizie, można przyjąć, że dla zbiorów nieruchomości o znacznym podobieństwie fizycznym, różniących się w obszarze cech jakościowych możliwe jest uwzględnienie w modelach wyceny bezpośrednio stanów cech jakościowych skwantyfikowanych za pomocą dyferencjału semantycznego. Kwestia zachowania się zmiennych jakościowych skwantyfikowanych za pomocą dyferencjału semantycznego dla zbiorów nieruchomości o większym zróżnicowaniu cech wymaga dalszych pogłębionych analiz.

Badana możliwość wykorzystania dyferencjału semantycznego do pomiaru cech jakościowych w wycenie nieruchomości ma zdaniem autorów niniejszego artykułu bardzo duże znaczenie praktyczne w procesie szacowania wartości rynkowej nieruchomości. Uwzględnienie skali Osgooda poprzez zastosowanie wystandaryzowanego narzędzia pomiarowego wpływa na zmniejszenie subiektywności ocen dokonywanych przez poszczególnych rzeczoznawców, a tym samym może wpływać na zwiększenie poprawności wycen. Ponadto zastosowanie pomiaru zmiennych jakościowych z wykorzystaniem dyferencjału semantycznego przy uwzględnieniu co najmniej interwałowego charakteru takiego

pomiaru ma istotne znaczenie aplikacyjne pozwalające na uwzględnianie tego typu danych w modelach regresji wielorakiej bez transformacji na zmienne instrumentalne. Kolejne badania prowadzone będą na rynkach innych miast oraz dla innych rodzajów nieruchomości, a ich wyniki weryfikowane będą w praktyce rzeczoznawstwa majątkowego.

Literatura

- Belej M., Żróbek S. [2000], *Podęście porównawcze w szacowaniu nieruchomości*, Educaterra, Olsztyn.
- Bennett A., Elman C. [2006]. *Qualitative Research: Recent Developments in Case Study Methods*, „Annual Review of Political Science”, vol. 9, nr 1, <https://doi.org/10.1146/annurev.polisci.8.082103.104918>.
- Foryś I. [2011], *Wykorzystanie metod taksonomicznych do wyboru obiektów podobnych w procesie wyceny lokali mieszkalnych*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 18, nr 1.
- Foryś I., Gaca R. [2016a], *Aplikacja skal Likerta i Osgooda do kwantyfikacji stanów cech jakościowych nieruchomości*, „Folia Oeconomica Stetinensia”, vol. 16, nr 2.
- Foryś I., Gaca R. [2016b], *Theoretical and Practical Aspects of Qualitative Variable Descriptions of Residential Property Valuation Multiple Regression Models* [w:] *The 10th Professor Aleksander Zelias International Conference on Modelling and Forecasting of Socio-Economic Phenomena*, red. M. Papież, S. Śmiech, Foundation of the Cracow University of Economics, Cracow.
- Green S.B. [1991], *How Many Subject Does It Take to Do A Regression Analysis: A Model Selection Perspective*, „Multivariate Behavioral Research”, vol. 26, nr 3, https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2603_7.
- Hardy M.A. [1993], *Regression with Dummy Variables*, SAGE University Papers, Quantitative Applications in the Social Sciences, nr 93, SAGE Publications, Newbury Park.
- Hozer J. [2001], *Regresja wieloraka a wycena nieruchomości*, „Rzeczoznawca Majątkowy”, nr 2.
- Johnson J.W. [2010], *A Heuristics Method for Estimating the Relative Weight of Predictor Variables in Multiple Regression*, „Multivariate Behavioral Research”, vol. 35, nr 1, https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3501_1.
- Knapp T.R. [1990], *Treating Ordinal Scales as Interval Scales: An Attempt To Resolve the Controversy*, „Nursing Research”, vol. 39, nr 2, <https://doi.org/10.1097/00006199-199003000-00019>.
- Osgood C.E., Suci G., Tannenbaum P. [1957], *The Measurement of Meaning*, University of Illinois Press, Urbana.
- Preacher K.J., Zhang G., Kim Ch., Mels G. [2013], *Choosing the Optimal Number of Factors in Exploratory Factor Analysis: A Model Selection Perspective*, „Multivariate Behavioral Research”, vol. 48, nr 1, <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.710386>.
- Social Entrepreneurship and Research Methods* [2014], red. D.J. Ketchen, D.D. Bergh, Research Methodology in Strategy and Management, vol. 9, Emerald Group Publishing Limited, United Kingdom.

- Stevens S.S. [1946], *On the Theory of Scales of Measurement*, „Science”, vol. 103, nr 2684, <https://doi.org/10.1126/science.103.2684.677>.
- Walesiak M. [1996], *Dopuszczalne działania na liczbach w badaniach marketingowych z punktu widzenia skal pomiarowych*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 718.
- Walesiak M. [2014], *Wzmacnianie skali pomiaru dla danych porządkowych w statystycznej analizie wielowymiarowej*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 327.
- Walesiak M., Dudek A. [2007], *Symulacyjna optymalizacja wyboru procedury klasyfikacyjnej dla danego typu danych – charakterystyka problemu*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki”, nr 17.
- Wiśniewski J.W. [1986], *Korelacja i regresja w badaniach zjawisk jakościowych na tle teorii pomiaru*, „Przegląd Statystyczny”, nr 3.

Theoretical and Practical Aspects of Qualitative Variable Descriptions of Residential Property Valuation Multiple Regression Models

(Abstract)

The increasing number of transactions and areas of economic activity requiring the value of real estate to be determined have prompted attempts to implement multiple regression models to increase as well. However, the imperfections of regression modeling, and property as real objects described in the models, lead to contradictory and unjustified conclusions. One of the reasons for the functional imperfections of regression models is the method employed for inputting qualitative variables. Unfortunately, these variables are most commonly used in the decryption of property characteristics.

According to the principles defining possible operations on numbers depending on the type of measurement scale used (nominal and ordinal), the qualitative variables can be introduced into regression models as dummy variables. In this article, we propose an alternative method for implementing qualitative variables (describing the real estate markets) in multiple regression models, by applying Osgood scale to measure them.

This paper presents not only a theoretical basis of the proposed model but also the results of empirical data on the classical method of using qualitative variables. The theoretical considerations are supported by an empirical study on the residential housing market in Szczecin, Bydgoszcz and Świecie (zachodniopomorskie voivodeship).

Keywords: residential property valuation, qualitative variables, Osgood scale, semantic scale, multiple regression.

Piotr Strożek

Maciej Jewczak

Rozwój sektora ICT w Polsce – ocena międzyregionalna

Streszczenie

Poprzez ewolucję systemów informacyjnych i komunikacyjnych możliwe było zwiększenie szybkości przepływu informacji. Procesy te zachodziły i nadal zachodzą w różnych dziedzinach życia społeczno-ekonomicznego, zarówno wśród gospodarstw domowych, jak i przedsiębiorstw. Skutkiem tych zmian jest budowanie gospodarki opartej na wiedzy. Ponadto zapotrzebowanie na coraz bardziej zaawansowaną technologię cyfrową stale wzrasta, co stanowi podstawę funkcjonowania społeczeństwa informacyjnego.

Celem artykułu jest dokonanie wielowymiarowej oceny poziomu rozwoju nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej w Polsce w latach 2003–2014. Niezbędne analizy przeprowadzono w ujęciu regionalnym, zakładając występowanie znacznej międzyregionalnej dysproporcji poziomów rozwoju sektora ICT w Polsce. Wykorzystując odpowiednie metody analizy wielowymiarowej, w tym taksonomiczny miernik rozwoju oraz analizę skupień, dokonano kwalifikacji oraz grupowania regionów według stanu ICT.

Słowa kluczowe: sektor ICT, społeczeństwo informacyjne, metody taksonomiczne, analiza skupień.

Klasyfikacja JEL: C10, C38, O11, O30, P25.

Piotr Strożek, strozek@uni.lodz.pl

Maciej Jewczak, Uniwersytet Łódzki, Katedra Ekonometrii Przestrzennej, 90-214 Łódź,
ul. Rewolucji 1905 r. 37, e-mail: jewczak@uni.lodz.pl

1. Wprowadzenie

Zaawansowany technologicznie sektor nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej (ICT) jest niezbędnym czynnikiem rozwoju w XXI w. Szczególną rolę w rozwoju ICT przypisuje się szerokopasmowemu Internetowi, dzięki któremu społeczeństwo informacyjne może wydajniej funkcjonować. Ponadto sektor ICT jest kluczowym filarem gospodarki opartej na wiedzy, której rozwój stał się priorytetowym wyzwaniem dla wielu krajów, w tym również dla Polski (zob. np. [Strożek 2014]). Takie nastawienie kreowane jest m.in. poprzez proinnowacyjną politykę Unii Europejskiej, której prowadzenie wynika z założeń strategii lizbońskiej.

Modernizacja i rozbudowa sieci cyfrowych związana jest z ogromnymi nakładami finansowymi. Mogą one pochodzić z różnych źródeł: z sektora prywatnego, budżetu państwa czy też ze środków unijnych. Dotacje unijne kierowane są przede wszystkim do jednostek samorządu terytorialnego lub sektora małych i średnich przedsiębiorstw. Podmioty te nie posiadają jednak odpowiednio wysokiego potencjału do realizowania tak znaczących inwestycji. Władze szczebla centralnego nie są natomiast w stanie pokryć wszystkich wydatków związanych z projektami telekomunikacyjnymi. Za najistotniejszy podmiot w tej dziedzinie należy zatem uznać sektor dużych przedsiębiorstw, wiodących w branży telekomunikacyjnej. Aktywizowanie tego sektora wymaga jednak bodźców ekonomicznych i przyjaznego otoczenia instytucjonalnego [Strożek i Jewczak 2016].

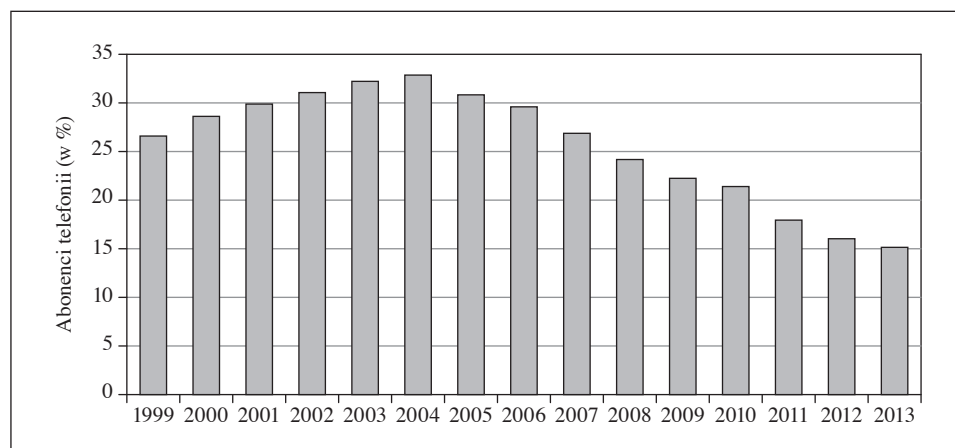
Celem przedstawionych w opracowaniu badań jest wielowymiarowa analiza rozwoju nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej na obszarze Polski¹. Problematykę badawczą zaprezentowano w ujęciu regionalnym, gdyż jak wskazują opracowania np. Komisji Europejskiej, już na tym szczeblu rozpoczynają się procesy rozbudowy cyfrowej sieci. Dla realizacji celu badawczego sformułowano hipotezę o występowaniu znacznej międzyregionalnej dysproporcji rozwojowej sektora ICT w Polsce. Hipotezę tę zweryfikowano przy wykorzystaniu odpowiednich metod taksonomicznych; zastosowano m.in. syntetyczną miarę rozwoju w ujęciu wzorcowym oraz analizę skupień. Próbę badawczą stanowiły województwa (jednostki NTS-2), natomiast właściwe analizy przeprowadzono dla lat 2003–2014. Na podstawie wyznaczonych indeksów opisujących poziom rozwoju ICT dokonano klasyfikacji województw oraz wyodrębniono grupy charakteryzujące się podobnym stanem sektora ICT.

¹ Badania przedstawione w niniejszym artykule stanowią kontynuację analiz, które zostały zaprezentowane w pracy [Strożek i Jewczak 2016].

2. Sektor ICT – zagadnienia teoretyczne

Popularyzacja zagadnienia nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej spowodowała powstanie obszernej literatury dotyczącej tej problematyki badawczej. Istnieje wiele opracowań, zarówno w ujęciu koncepcyjno-teoretycznym, jak i empirycznym, a wśród autorów zajmujących się problematyką ICT można wskazać m.in.: R.P. Pradhana, M.B. Arvina i N.R. Normana [2015], J. Wonglimpiyarat [2014], R. Vragova i N. Kumara [2013], E.N. Loukisa, I.A. Sapounasa i A.E. Milionisa [2009], Ch.R. Bhata, A. Sivakumar i K.W. Axhausena [2003].

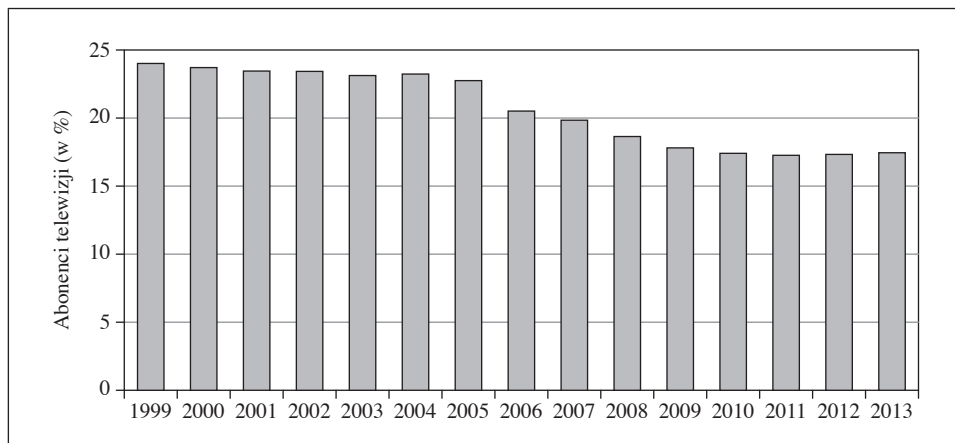
Pierwszym przejawem powstania omawianego sektora była popularna na przełomie XX i XXI w. telefonia stacjonarna, która od ponad dekady traci na znaczeniu (rys. 1). Jest to oczywiście związane z przekształceniami zachodzącymi na rynku telekomunikacyjnym, tj. zastępowaniem jej przez łącza mobilne oraz technologie internetowe.



Rys. 1. Abonenci telefonii stacjonarnej w stosunku do ogólnej liczby ludności

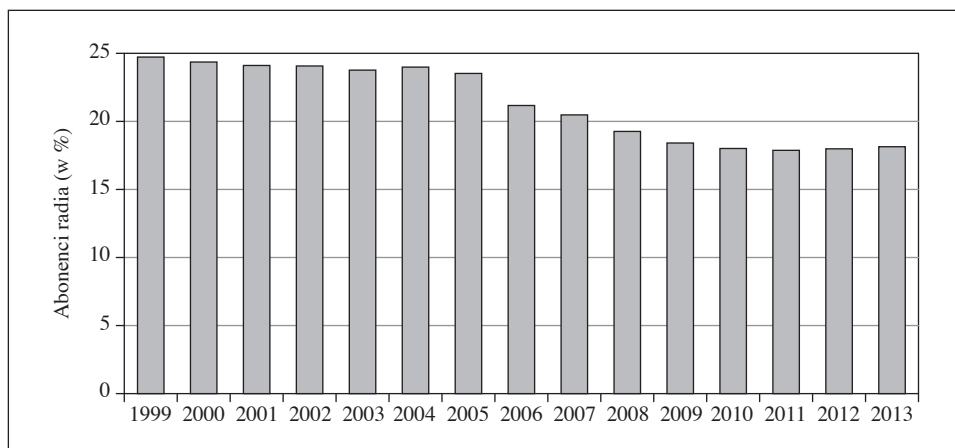
Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych, www.stat.gov.pl (dostęp: 1.09.2016).

Szybki postęp technologiczny spowodował pojawianie się nowych rozwiązań w sektorze ICT. Z tego względu podobne zależności jak w przypadku abonentów telefonii stacjonarnej można było zaobserwować wśród odbiorców telewizji, chociaż w tym przypadku malejąca tendencja liczby abonentów była nieco bardziej łagodna. Analogicznie było w przypadku abonentów radia, których liczba z roku na rok również malała (rys. 2 i 3). Potwierdza to wzrost znaczenia Internetu i to właśnie temu segmentowi nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej należy poświęcić najwięcej uwagi, jeżeli chodzi o dalszy rozwój sektora ICT.



Rys. 2. Abonenci telewizji w stosunku do ogólnej liczby ludności

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych, www.stat.gov.pl (dostęp: 1.09.2016).



Rys. 3. Abonenci radia w stosunku do ogólnej liczby ludności

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych, www.stat.gov.pl (dostęp: 1.09.2016).

Geneza powstania Internetu sięga lat 80. XX w. W Polsce pierwsze połączenie internetowe odnotowano kilkanaście lat później. W tym czasie dostęp do Internetu był możliwy wyłącznie przez połączenie kablowe, tzw. łącze stacjonarne. Obecnie coraz większą popularność zdobywa połączenie bezprzewodowe. Jest to spowodowane pojawieniem się terminali nowej generacji, m.in. laptopów, smartfonów i tabletów [Zieliński 2012, s. 16–17 i 21]. Dziś można stwierdzić, że szerokopasmowy

Internet ma największy wpływ na rozwój sektora komunikacji elektronicznej, obejmującej usługi: przesyłu głosowego, poczty e-mail, wyszukiwania i przesyłania informacji, transmisji danych oraz media (w tym telewizję i radio) i inne.

Rozwój Internetu daje również możliwość jego wykorzystywania w działalności gospodarczej do zastosowań komercyjnych [Drab-Kurowska 2006, s. 197]. Powstał tzw. e-biznes, który generuje zmiany w strukturze i funkcjonowaniu tradycyjnych przedsiębiorstw, m.in. poprzez handel elektroniczny i mobilny rynek finansowy [Kraski 2009, s. 9]. Do najważniejszych cech Internetu, związanych z jego podłożem biznesowym należą: masowość, ekonomiczność, bezpośredniość, interaktywność, szybkość oraz mierzalność [Smolorz 2008, s. 145].

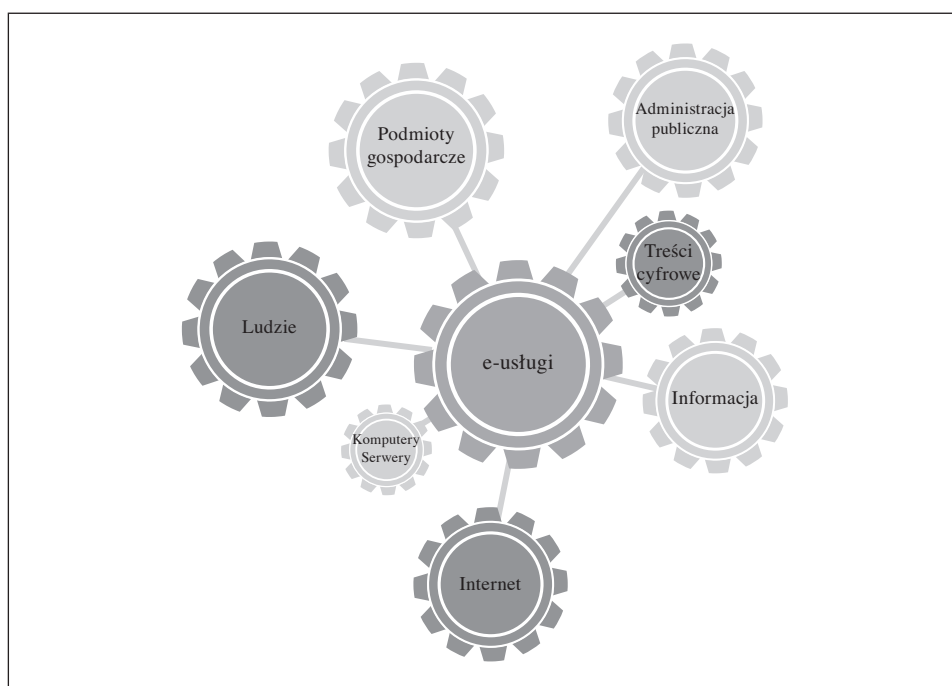
Obecny stan nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej w Polsce został szczegółowo opisany w raporcie prezesa Urzędu Komunikacji Elektronicznej (UKE), którego znaczna część została poświęcona szerokopasmowemu Internetowi, również w ujęciu regionalnym [*Raport...* 2014]. Analizując inwestycje i rozwój ICT w Polsce, należy stwierdzić, że procesy te wiążą się ściśle z Europejską Agendą Cyfrową, która jest jednym z siedmiu projektów priorytetowych strategii Europa 2020. Zwrócono w niej szczególną uwagę na znaczenie upowszechniania szerokopasmowego Internetu – z jednej strony dla promowania aktywności społecznej, z drugiej strony dla podnoszenia konkurencyjności sektora gospodarczego UE. W związku z tym wyznaczono cel, aby do 2020 r. każdy obywatel Europy miał dostęp do Internetu o przepustowości przekraczającej 30 Mb/s. Dąży się również do takiego stanu, aby co najmniej połowa europejskich gospodarstw domowych posiadała dostęp do połączeń o przepustowości przekraczającej 100 Mb/s. Rozwojowi infrastruktury ma towarzyszyć nie tylko wzbogacenie oferty i wzrost jakości usług publicznych, ale również rozwój i dostępność zasobów informacyjnych administracji. W dokumencie Ministerstwa Administracji i Cyfryzacji *Polska 2030* oraz w długookresowej strategii rozwoju kraju za cel strategiczny uznano dostęp do Internetu dla wszystkich obywateli. Wiąże się to z koniecznością objęcia całego kraju infrastrukturą telekomunikacyjną o parametrach umożliwiających świadczenie nowoczesnych usług szerokopasmowych [*Strategia...* 2012, s. 9].

3. Sektor ICT a społeczeństwo informacyjne

Prowadząc rozważania nad zagadnieniami związanymi z nowoczesną infrastrukturą telekomunikacyjną, nie można zignorować znaczenia społeczeństwa informacyjnego – podstawowego użytkownika omawianych technologii. Definicji społeczeństwa informacyjnego jest wiele i nie są one ze sobą do końca spójne. Najogólniej termin ten należy rozumieć jako populację charakteryzującą się umiejętnością użytkowania systemów informatycznych oraz wykorzystującą usługi

telekomunikacji do przesyłania i zdalnego przetwarzania informacji [Nowak i Sienkiewicz 2008, s. 25]. Patrząc jednak szerzej, zwraca się uwagę na wiele innych aspektów społeczeństwa informacyjnego – obok technologicznych również na: ekonomiczne, zawodowe, przestrzenne, prawne i kulturowe [Webster 2002, s. 8–9].

Funkcjonowanie człowieka w społeczeństwie informacyjnym opiera się na dyfuzji informacji oraz wykorzystywaniu jej do realizacji celów zarówno zawodowych, jak i osobistych. Z tego względu dominującą rolę zaczynają odgrywać pracownicy „wiedzy”, a innowacyjność i kreatywność stają się fundamentalnymi bodźcami dla efektywności szeroko rozumianego biznesu [Lavie i Rosenkopf 2006, s. 797–818].



Rys. 4. Elementy społeczeństwa informacyjnego

Źródło: opracowanie własne.

Rozwój społeczeństwa informacyjnego nie jest możliwy bez nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej i bez wykorzystywania możliwości, jakie ze sobą niesie. Niezwykle istotną kwestią jest sprawnie funkcjonująca administracja publiczna, która powinna w znacznie większym stopniu otwierać się na nowe technologie. Wykorzystanie ICT w tym sektorze może przyczyniać się nie tylko

do przebudowy procesów wewnętrznych, ale również do udostępniania elektronicznych usług publicznych [Aldrich, Berlot i McClure 2002, s. 349–355].

Kluczowymi komponentami społeczeństwa informacyjnego są jego podmioty, które generują i przetwarzają informacje oraz dane, przy jednoczesnym wykorzystaniu oprogramowania i nowoczesnych narzędzi cyfrowych (zob. rys. 4). W ten sposób kreowane są: e-biznes, e-administracja, e-demokracja, e-learning, e-zdrowie, e-rolnictwo, e-nauka itp.

Fundamentem tworzenia i udostępniania usług oraz treści cyfrowych jest właśnie nowoczesna infrastruktura telekomunikacyjna. Z tego względu tak duży nacisk kładzie się na jej rozwój, jednocześnie nie pomijając konieczności doskonalenia kompetencji ludzi, firm i administracji publicznej, gdyż to właśnie te podmioty są użytkownikami całego omawianego systemu [Ziemia i Żelazny 2013, s. 556].

4. Analiza rozwoju sektora ICT w Polsce

Analizy będące podstawą oceny stopnia rozwoju nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej w polskich województwach zostały przeprowadzone z uwzględnieniem siedmiu cech diagnostycznych. Dane zostały pozyskane z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (stan na 20.04.2016 r.). Bazę danych zestawiono w układzie panelowym (przyjęto wymiar 16 obiektów: województwa, względem 12 okresów: lata 2003–2014). W celu uniknięcia braków danych pojedyncze wartości uzyskano za pomocą ekstrapolacji szeregów czasowych. Dla uzyskania ogólnej porównywalności, zmienne przeliczono na wskaźniki. Pierwsze pięć wskaźników odnosiło się bezpośrednio do sektora ICT. W tej grupie uwzględniono:

- *LT* – łącza telefoniczne w przeliczeniu na tysiąc mieszkańców (w szt.),
- *K* – odsetek gospodarstw wyposażonych w komputery (w %),
- *AT* – abonenci telewizji kablowej w przeliczeniu na wszystkich mieszkańców (w %),
- *UI* – użytkownicy Internetu – odsetek gospodarstw domowych posiadających dostęp do Internetu,
- *WNO* – wydatki na oprogramowanie w przedsiębiorstwach przemysłowych (ich udział w PKB).

Pozostałe dwa wskaźniki odnosiły się do ogólnego funkcjonowania gospodarki na terenie danego województwa:

- *PKB* – produkt krajowy brutto na jednego mieszkańca, wyrażony w cenach bieżących, Polska = 100 (w %).

– WZU^2 – wskaźnik zagrożenia ubóstwem – odsetek osób, których dochód ekwiwalentny do dyspozycji (po uwzględnieniu w dochodach transferów społecznych) jest niższy od granicy ubóstwa ustalonej na poziomie 60% mediany ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji w kraju.

Na podstawie wyżej wymienionych cech diagnostycznych, przy wykorzystaniu taksonomicznego miernika rozwoju w ujęciu wzorcowym³, wyznaczono wartości indeksów opisujących poziom ICT w latach 2003–2014 w polskich województwach. Indeksy te zawierały się w przedziale od 0 do 10. W początkowej fazie obliczeń, aby uniknąć uwzględniania czynników powielających tę samą informację, dokonano redukcji cech diagnostycznych na podstawie współczynnika korelacji liniowej Pearsona, usuwając zmienne silnie skorelowane (powyżej $r_{xy} = 0,7$). Następnie sprawdzono współczynniki zmienności (do obliczeń indeksów wykorzystano zmienne charakteryzujące się zmiennością względną powyżej $V_x = 10\%$). Na podstawie uzyskanych miar zależności i zróżnicowania ostatecznie wyeliminowano z analizy zmienne, z uwagi na:

- wysoką współzależność: PKB – produkt krajowy brutto na jednego mieszkańca, wyrażony w cenach bieżących, Polska = 100 (w %);
- niską zmienność względną: UI – użytkownicy Internetu – odsetek gospodarstw domowych posiadających dostęp do Internetu (w %) oraz K – odsetek gospodarstw wyposażonych w komputery (w %).

W każdym z okresów analizy posłużono się jednakowym zakresem zmiennych diagnostycznych, przyjmując za punkt odniesienia przy dalszych przekształceniach i w konstrukcji indeksu ICT ich globalne wielkości – w ten sposób możliwe było uzyskanie porównywalności wyników, odnosząc je do jednego, bezwzględnego poziomu. Normalizacji zmiennych dokonano poprzez przekształcenie ilorazowe w ujęciu klasycznym⁴. Po wyznaczeniu odległości euklidesowych od wzorców poszczególnych cech obliczono miary ICT dla wszystkich obszarów i analizowanych okresów. W kolejnym etapie analizy dokonano podziału obiektów na homogeniczne podzbiory, stosując odpowiednie metody aglomeracyjne – wykorzystano analizę skupień w podejściu Warda, która do szacowania odległości między skupieniami wykorzystuje analizę wariancji. Odległość między skupieniami

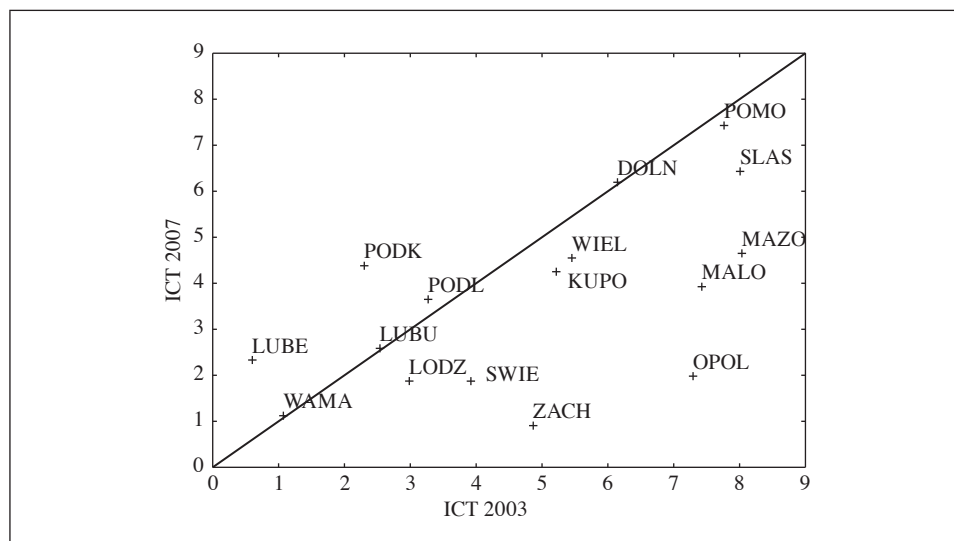
² Zmienną ze względu na jej charakter uznano za destymulantę, stąd przed wykorzystaniem jej w analizach dotyczących stanu ICT przeliczono ją według następującej formuły: $x_{ij} = (x_{ij}^D)^{-1}$ (zob. np. [Walesiak 2011, s. 18]).

³ Wzorec rozwoju został wyznaczony na podstawie formuły [Ekonometria przestrzenna... 2010, s. 62–63]: $m_i = \left(1 - \frac{d_{i0}}{d_0}\right) \cdot 10$, gdzie: d_{i0} – odległość euklidesowa i -tej obserwacji od wzorca rozwoju, d_0 – odległość między wzorcem rozwoju a antywzorcem.

⁴ Przekształcenia ilorazowego dokonano według formuły: $z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\bar{x}_j}$.

została zdefiniowana jako moduł różnicy między sumami kwadratów odległości punktów od środków grup, do których te punkty przynależą⁵.

Interpretacja indeksów opisujących nowoczesną infrastrukturę telekomunikacyjną przebiegała w taki sposób, że im miernik osiągał wyższą wartość, tym dane województwo charakteryzowało się większym stopniem zaawansowania rozwoju nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej w danym roku. Analogicznie – niskie wartości indeksów wskazywały regiony o słabym stopniu zaawansowania tego sektora.



Rys. 5. Zmiany wartości indeksów opisujących ICT: rok 2007 względem roku 2003

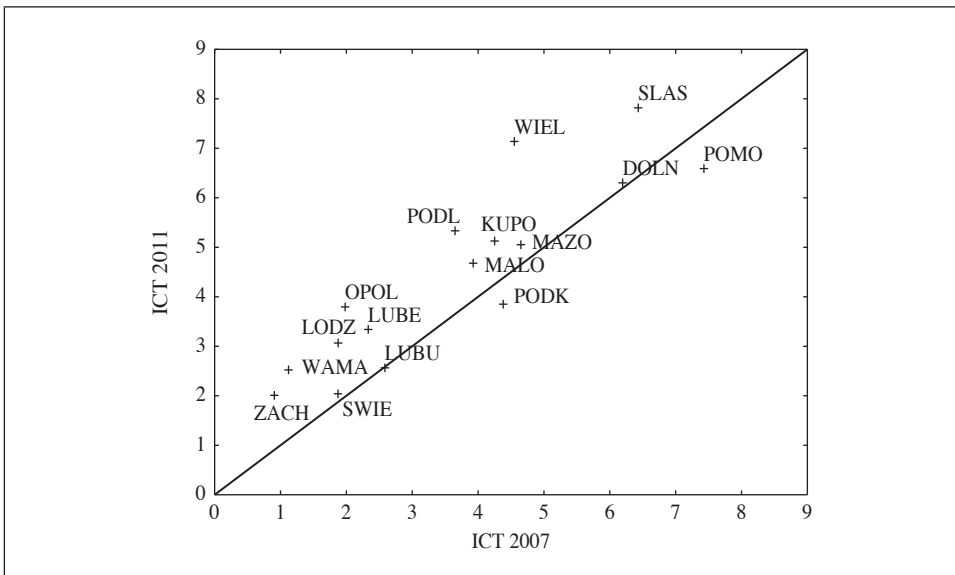
Źródło: opracowanie własne.

Dla wizualizacji tendencji zmian wartości mierników opisujących ICT w poszczególnych województwach stworzono wykresy rozrzutu: rok 2007 względem roku 2003 (rys. 5), rok 2011 względem roku 2007 (rys. 6) oraz rok 2014 względem roku 2011 (rys. 7). Dla zwiększenia czytelności wykresów przyjęto skrócone nazwy województw. Przez środek każdego z wykresów poprowadzono prostą $y = x$, która podzieliła jego obszar na dwie równe części, w taki sposób, że:

– gdy punkty leżą na prostej, wskazują obszary, których poziom indeksu opisującego ICT nie uległ zmianie w dwóch badanych okresach,

⁵ Całkowity opis metodologii taksonomii numerycznej: budowa, wzory, segmentacja, diagnoza uzyskanych wyników – zob. [Ekometria przestrzenna... 2010, s. 56–63]. Historię, osiągnięcia metodologiczne i zastosowanie taksonomii – zob. [Pociecha, Podolec, Sokołowski i Zajac 1988].

- gdy punkty leżą powyżej prostej, wskazują obiekty, które charakteryzowały się wzrostem indeksu w roku przypisanym do osi rzędnych w porównaniu do roku przypisanego do osi odciętych (dla punktów znajdujących się poniżej prostej $y = x$ zależność była odwrotna),
- gdy punkty przypisane do konkretnych województw leżą najdalej od początku układu współrzędnych, wskazują największy potencjał sektora nowoczesnej infrastruktury informacyjnej.

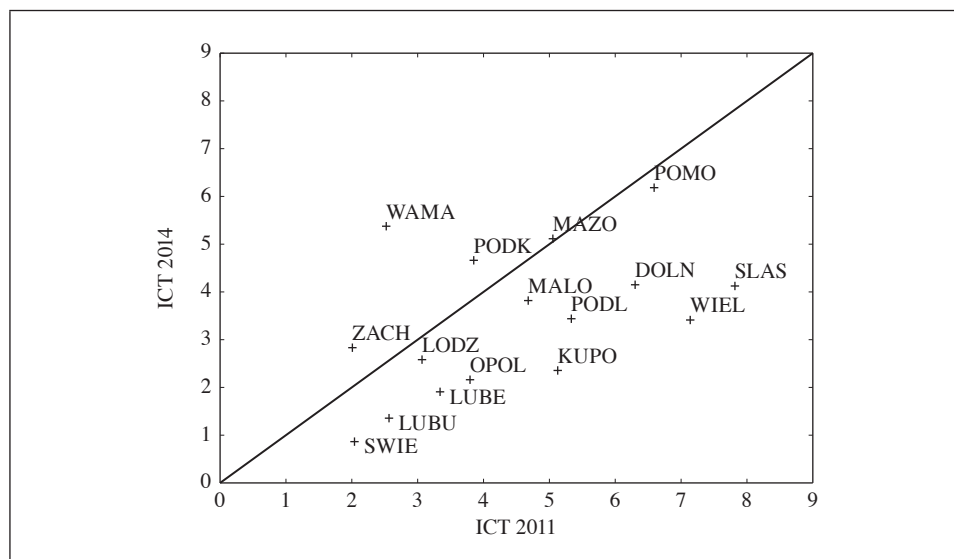


Rys. 6. Zmiany wartości indeksów opisujących ICT: rok 2011 względem roku 2007

Źródło: opracowanie własne.

Osiągające najwyższe wartości indeksu opisującego ICT w 2003 r. województwo mazowieckie zanotowało znaczny spadek wysokości tego indeksu w 2007 r., jednak w dalszym ciągu utrzymało się w czołówce obszarów o najwyższym poziomie rozwoju sektora ICT. Najlepsze wyniki osiągnęło województwo pomorskie.

W 2011 r. najlepsze wyniki osiągnęło województwo śląskie. Znaczną poprawę indeksu opisującego ICT zanotowano również w województwie wielkopolskim, które uplasowało się w tym roku w rankingu na drugiej pozycji. Należy podkreślić, że większość regionów odnotowała wartości powyżej prostej $y = x$ dzielącej ćwiartkę układu współrzędnych. Świadczyło to o ogólnej poprawie rozwoju sektora ICT w Polsce. Wyjątkami od tej reguły były obszary województw: lubuskiego, podkarpackiego i pomorskiego.



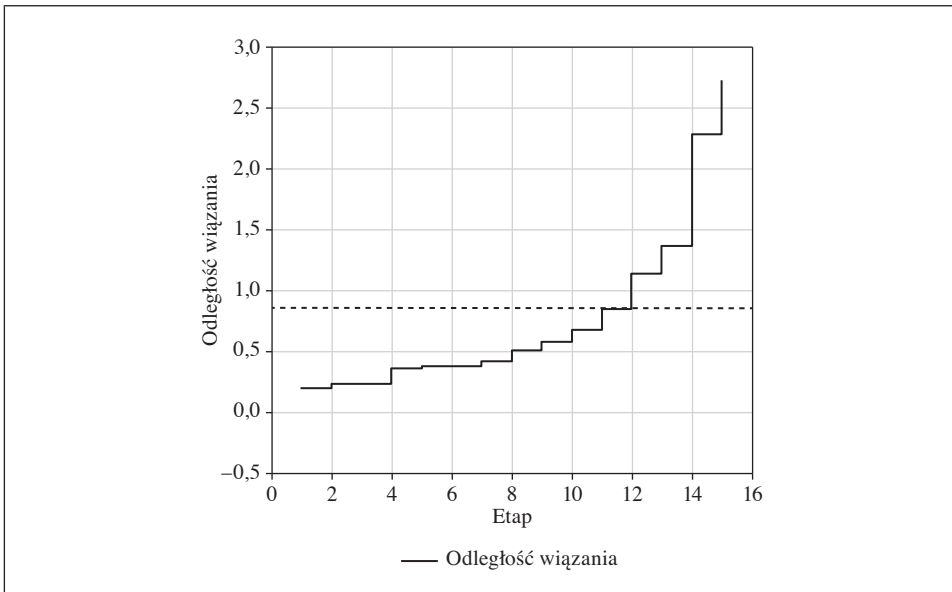
Rys. 7. Zmiany wartości indeksów opisujących ICT: rok 2014 względem roku 2011

Źródło: opracowanie własne.

Na ostatnim z wykresów rozrzutu (rys. 7) zaobserwowano w większości przypadków spadki poziomów indeksów opisujących ICT – dla niektórych obszarów były to spadki dość istotne. Może to świadczyć o znacznym wyhamowaniu rozwoju nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej w Polsce.

Podsumowując ten etap analizy, można wskazać na znaczne wahania mierników opisujących ICT w ciągu ostatnich kilkunastu lat. Brak regularnych wzrostów wartości mierników oraz częste ich spadki ukazują brak ciągłego aktywizowania rozwoju nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej w Polsce. Fakt ten potwierdza nieefektywność funkcjonowania całego systemu dotyczącego tego sektora, co może budzić pewne obawy w kontekście jego dalszego rozwoju w obrębie kraju. Wśród relatywnie zaawansowanych województw pod względem rozwoju nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej można wyodrębnić województwa: śląskie, dolnośląskie, pomorskie oraz mazowieckie. Obszary te we wszystkich latach analizy utrzymywały się w czołówce rankingów. Najslabiej w badaniu wypadły województwa: lubelskie, świętokrzyskie, lubuskie i warmińsko-mazurskie. To ostatnie w 2014 r. zanotowało jednak najbardziej spektakularny „awans” w całym zestawieniu. Obawy mogą budzić również średnie wartości indeksów opisujących ICT dla wszystkich polskich województw (4,81 w 2003 r.; 3,63 w 2007 r.; 4,45 w 2011 r.; 3,40 w 2014 r.). Biorąc pod uwagę, że za wzorcowy poziom przyjęto wartość 10, łatwo można dostrzec skalę zaległości rozwojowych w tej dziedzinie.

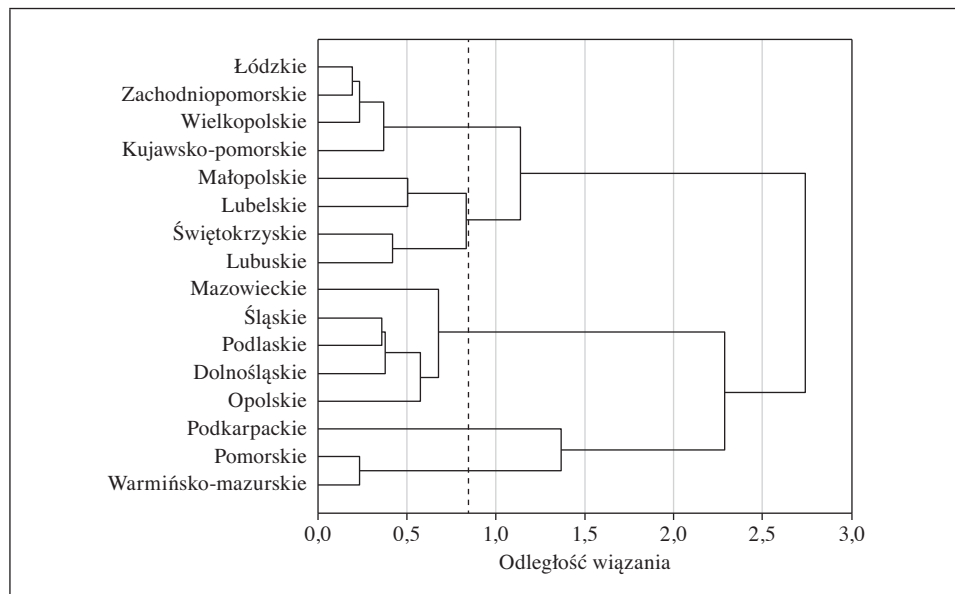
Rozszerzeniem prowadzonych analiz było wskazanie podobieństw pomiędzy analizowanymi obszarami poprzez wyznaczenie homogenicznych grup. Jak już wcześniej wspomniano, w tym celu jako narzędzie badawcze wykorzystano analizę skupień. Na podstawie wykresu (rys. 8) przyjęto odległość wiązania $d_0 = 0,85$. Na tym poziomie większość etapów wiązania ze sobą obiektów w homogeniczne grupy jest najmniej zróżnicowana względem odległości bazowej. Powyżej wskazanej odległości zróżnicowanie pomiędzy grupami wzrasta.



Rys. 8. Wykres odległości wiązania względem przebiegu etapów wiązania

Źródło: opracowanie własne.

Zaprezentowano wyniki zmiennej ICT we wszystkich województwach w 2014 r. – okres ten uznano za reprezentatywny (zob. rys. 9). Przyjmując, że odległość wiązania, przy której przeprowadzono grupowanie obiektów w homogeniczne skupienia wynosiła $d_0 = 0,85$, możliwe było wyodrębnienie pięciu podobnych skupień. Pięcioelementowe, najbardziej liczne skupienie składało się z województw: mazowieckiego, śląskiego, podlaskiego, dolnośląskiego oraz opolskiego. Wyróżniono dwa czteroelementowe skupienia, które tworzyły następujące województwa: 1) łódzkie, zachodniopomorskie, wielkopolskie oraz kujawsko-pomorskie, 2) małopolskie, lubelskie, świętokrzyskie oraz lubuskie. Wskazano również jedno skupienie dwuelementowe, w skład którego weszły województwa pomorskie i warmińsko-mazurskie; województwo podkarpackie stanowiło jednoelementowe skupienie.



Rys. 9. Regionalne podobieństwo zaawansowania ICT w Polsce w 2014 r.

– metoda Warda

Źródło: opracowanie własne.

Dopełnieniem analizy dla szerebla regionalnego była wizualizacja zróżnicowania przestrzennego elementów każdego ze skupień. Spodziewanym rezultatem analizy powinna być przestrzenna koncentracja podobnych wartości w sąsiadujących ze sobą obszarach, gdyż inwestycje dotyczące infrastruktury telekomunikacyjnej realizowane w konkretnym regionie mogą mieć pozytywny wpływ także na jednostki położone w pewnej odległości od centrum takich przedsięwzięć. Można zaobserwować wyraźnie wykreowane skupienia województw podobnych według charakterystyki analizowanego zjawiska (rys. 10). Najbardziej liczna grupa (składająca się łącznie z pięciu województw) ukształtowała się w południowo-zachodniej (trzy obszary) i północno-wschodniej (dwa obszary) części kraju. Kolejne dwa skupienia (liczące po cztery województwa) tworzyły pas biegnący od centrum do północno-zachodniej Polski oraz były zlokalizowane w południowo-zachodniej części kraju (jedynym wyjątkiem było województwo lubuskie, które nie graniczyło z żadnym obszarem ze swojego skupienia). Województwo podkarpackie nie wykazało podobieństwa względem innego regionu, tworząc w 2014 r. skupienie jednoelementowe.



Rys. 10. Przestrzenne zróżnicowanie poziomów rozwoju ICT w Polsce w 2014 r.
Źródło: opracowanie własne.

5. Podsumowanie

Rozwój społeczeństwa informacyjnego stał się jednym z celów ogólnoeuropejskiej inicjatywy Unii Europejskiej. Dostęp do nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej, w tym przede wszystkim do szerokopasmowego Internetu jest niezbędny do rozwoju społeczno-gospodarczego w XXI w. Polska, jak potwierdzają prowadzone na szczeblu międzynarodowym⁶ analizy, „przegrywa” w tej dziedzinie z większością państw członkowskich. Brak dostępu do technologii cyfrowych zauważalny jest w szczególności na obszarach wiejskich lub zurbanizowanych w niewielkim stopniu. Realizacja przyjętego w strategii lizbońskiej celu, wskazującego na dostęp wszystkich obywateli do nowoczesnych technologii jako warunku koniecznego dorównania wyżej rozwiniętym państwom, staje się zatem przełomową zmianą cywilizacyjną. Taka wizja Polski – kraju atrakcyj-

⁶ Analizy dotyczące sektora ICT prowadzone są m.in. przez Bank Światowy, który w swojej metodologii (*knowledge assessment methodology*) uwzględnił ten sektor jako jeden z filarów gospodarki opartej na wiedzy. Kolejnym przykładem badań z zakresu nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej są analizy Komisji Europejskiej – globalna i regionalna tablica wyników badań Unii i innowacji.

nego zarówno dla społeczeństwa, jak i inwestorów – niesie za sobą konieczność aktywności władz centralnych i lokalnych, mającej na celu dążenie do rozbudowy i modernizacji sieci telekomunikacyjnych.

Liczne badania i ekspertyzy wskazują, że rozwój ICT w Polsce nie przebiega w sposób efektywny – potwierdzają to również wyniki przeprowadzonych badań. Pozytywnie zweryfikowano hipotezę o znacznej różnorodności rozwojowej w tej dziedzinie wśród polskich województw, a znaczne wahania indeksów opisujących ICT oraz brak wyraźnych tendencji wzrostowych potwierdzają niedoskonałość systemu w ujęciu ogółem. Najbardziej problematyczną kwestią wydaje się finansowanie procesów związanych z rozbudową sieci. W tej kwestii nie sprawdziła się nabierająca znaczenia forma partnerstwa publiczno-prywatnego, co wynikało przede wszystkim z rozbieżności w ustalaniu priorytetowych przedsięwzięć oraz z braku konsensusu pomiędzy administracją publiczną a podmiotami prywatnymi. Kolejnymi ograniczeniami w tym zakresie okazują się komplikacje formalno-prawne oraz brak impulsów możliwych do zaoferowania inwestorom, którzy swoją działalnością chcą gwarantować rozwój sektora ICT przede wszystkim na obszarach wiejskich, czyli w miejscach, gdzie jest to niezbędne. Ponadto konieczne byłoby wprowadzenie właściwych regulacji ukierunkowanych na inwestycje w infrastrukturę telekomunikacyjną. Również system bodźców ekonomicznych na szczeblu regionalnym nie funkcjonuje wydajnie, zwłaszcza w wyniku nieefektywnego gospodarowania środkami finansowymi oraz licznych błędów organizacyjnych, w tym niedopasowania prac rozwojowych do istniejących potrzeb i ograniczeń, ale także w wyniku dużej wstrzemięźliwości przy wspieraniu nowatorskich, innowacyjnych przedsięwzięć.

Zaprezentowane w artykule dość krytyczne podejście do rozwoju nowoczesnej infrastruktury telekomunikacyjnej w Polsce nie ma na celu negocjowania wartości dotychczasowych osiągnięć, stanowi jedynie podsumowanie obecnej sytuacji w zakresie omawianego zagadnienia oraz ma stanowić zachętę do inicjowania kolejnych, bardziej efektywnych działań w zakresie rozwoju ICT.

Literatura

- Aldrich D., Berlot J.C., McClure Ch.R. [2002], *E-government: Initiatives, Development and Issues*, „Government Information Quarterly”, vol. 19, nr 4, [https://doi.org/10.1016/s0740-624x\(02\)00130-2](https://doi.org/10.1016/s0740-624x(02)00130-2).
- Bhat Ch.R., Sivakumar A., Axhausen K.W. [2003], *An Analysis of the Impact of Information and Communication Technologies on Non-maintenance Shopping Activities*, „Transportation Research Part B: Methodological”, vol. 37, nr 10, [https://doi.org/10.1016/s0191-2615\(02\)00062-0](https://doi.org/10.1016/s0191-2615(02)00062-0).

- Drab-Kurowska A. [2006], *Wykorzystanie sieci Internet w przedsiębiorstwie [w:] Rola informatyki w naukach ekonomicznych i społecznych*, red. K. Grysa, Wyższa Szkoła Handlowa w Kielcach, Kielce.
- Ekonometria przestrzenna, Metody i modele analizy danych przestrzennych* [2010], red. B. Suchecki, C.H. Beck, Warszawa.
- Kraski M. [2009], *Elektroniczna gospodarka w Polsce. Raport 2008*, Instytut Logistyki i Magazynowania EAN Polska, Poznań.
- Lavie D., Rosenkopf L. [2006], *Balancing Exploration and Exploitation in Alliance Formation*, „Academy of Management Journal”, vol. 49, nr 4, <https://doi.org/10.5465/amj.2006.22083085>.
- Loukis E.N., Sapounas I.A., Milionis A.E. [2009], *The Effect of Hard and Soft Information and Communication Technologies Investment on Manufacturing Business Performance in Greece – A Preliminary Econometric Study*, „Telematics and Informatics”, vol. 26, nr 2, <https://doi.org/10.1016/j.tele.2008.02.002>.
- Nowak J.S., Sienkiewicz P. [2008], *Spółeczeństwo informacyjne. Krok naprzód, dwa kroki wstecz*, PTI – Oddział Górnośląski, Katowice.
- Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zając K. [1988], *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*, PWN, Warszawa.
- Pradhan R.P., Arvin M.B., Norman N.R. [2015], *The Dynamics of Information and Communications Technologies Infrastructure, Economic Growth, and Financial Development: Evidence from Asian Countries*, „Technology in Society”, vol. 42, <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2015.04.002>.
- Raport pokrycia terytorium Rzeczypospolitej Polskiej istniejącą infrastrukturą telekomunikacyjną* [2014], UKE, Warszawa.
- Smolorz B. [2008], *Uwarunkowania e-sprzedaży polskich przedsiębiorstw [w:] Rola informatyki w naukach ekonomicznych i społecznych*, red. K. Grysa, Wyższa Szkoła Handlowa w Kielcach, Kielce.
- Strategia regulacyjna do roku 2015* [2012], UKE, Warszawa.
- Strożek P. [2014], *A Spatial Analysis of the Knowledge-based Economy in Poland*, „Comparative Economic Research. Central and Eastern Europe”, vol. 17, nr 4, <https://doi.org/10.2478/cer-2014-0042>.
- Strożek P., Jewczak M. [2016], *Information and Communication Technologies in Poland – Regional Perspective [w:] The 10th Professor Aleksander Zelias International Conference on Modelling and Forecasting of Socio-Economic Phenomena. Conference Proceedings*, red. M. Papież, S. Śmiech, Foundation of the Cracow University of Economics, Cracow.
- Vragov R., Kumar N. [2013], *The Impact of Information and Communication Technologies on the Costs of Democracy*, „Electronic Commerce Research and Applications”, vol. 12, nr 6, <https://doi.org/10.1016/j.elerap.2013.06.003>.
- Walesiak M. [2011], *Uogólniona miara odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław.
- Webster F. [2002], *Theories of the Information Society*, Routledge, New York.
- Wonglimpiyarat J. [2014], *Innovative Policies to Support Technology and ICT Development*, „Government Information Quarterly”, vol. 31, nr 3, <https://doi.org/10.1016/j.giq.2013.12.005>.

- Zieliński A. [2012], *Stan i perspektywy rozwoju infrastruktury telekomunikacyjnej w Polsce*, „Studia BAS”, vol. 4, nr 3.
- Ziemia E., Żelazny R. [2013], *Społeczeństwo informacyjne – projekty i przedsięwzięcia w województwie śląskim [w:] Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy. Społeczeństwo informacyjne – stan i perspektywy rozwoju*, red. M.G. Woźniak, Uniwersytet Rzeszowski, Rzeszów.

The Development of the ICT Sector in Poland – an Interregional Evaluation

(Abstract)

With the evolution of information and communication systems it is possible to speed up the flow of information. These processes have occurred and continue to occur in different areas of social and economic life, and concern both households and the enterprises. Consequently the possibility of building a knowledge-based economy has arisen. Additionally, the demand for ever more advanced digital technology is constantly increasing, which lays the foundation for the information society to function.

The aim of the paper is a multi-dimensional approach to analysing the development of modern telecommunication infrastructure in Poland. The research issues are presented in regional terms, since digital networks have started expanding at this level. It was assumed that there were significant disproportions in interregional development of the ICT sector in Poland. That assumption was verified using appropriate taxonomic methods, including synthetic measure of development in standardised terms and cluster analysis. On the basis of the designated ICT indices, regions were classified and homogeneously grouped according to the state and performance of the ICT sector. The analyses were carried out in the period 2003–2014.

Keywords: ICT sector, information society, taxonomic methods, cluster analysis.

ISSN 1898-6447

UNIWERSYTET EKONOMICZNY W KRAKOWIE
31-510 Kraków, ul. Rakowicka 27
WYDAWNICTWO
www.uek.krakow.pl

Zamówienia na wydane prace przyjmuje
Księgarnia Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie
tel. 12 293-57-40, fax 12 293-50-11
e-mail: ksiegarnia@uek.krakow.pl