

POLSKA AKADEMIA NAUK
KOMITET STATYSTYKI I EKONOMETRII

PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

STATISTICAL REVIEW

TOM 62

4

2015

WARSZAWA 2015

WYDAWCA

Komitet Statystyki i Ekonometrii Polskiej Akademii Nauk

RADA REDAKCYJNA

Andrzej S. Barczak, Marek Gruszczyński, Krzysztof Jajuga, Stanisław M. Kot, Tadeusz Kufel,
Władysław Milo (Przewodniczący), Jacek Osiewalski, Sven Schreiber, D. Stephen G. Pollock,
Jaroslav Ramík, Peter Summers, Matti Virén, Aleksander Welfe, Janusz Wywiał

KOMITET REDAKCYJNY

Magdalena Osińska (Redaktor Naczelny)
Marek Walesiak (Zastępca Redaktora Naczelnego, Redaktor Tematyczny)
Michał Majsterek (Redaktor Tematyczny)
Maciej Nowak (Redaktor Tematyczny)
Anna Pajor (Redaktor Statystyczny)
Piotr Fiszedler (Sekretarz Naukowy)

Wydanie publikacji dofinansowane przez Ministra Nauki i Szkolnictwa Wyższego

© Copyright by Komitet Statystyki i Ekonometrii PAN

Strona WWW „Przegląd Statystyczny”:
<http://www.przegladstatystyczny.pan.pl>

Nakład 180 egz.



Przygotowanie do druku:
Dom Wydawniczy ELIPSA
ul. Inflancka 15/198, 00-189 Warszawa
tel./fax 022 635 03 01, 022 635 17 85
e-mail: elipsa@elipsa.pl, www.elipsa.pl

Druk:
POLSKA AKADEMIA NAUK
Zespół Teleinformatyki
Drukarnia
ul. Śniadeckich 8, 00-656 Warszawa

SPIS TREŚCI

Emil Panek – Zakrzywiona magistrala w niestacjonarnej gospodarce Gale’a. Część II	349
Małgorzata Rószkiewicz – Identyfikacja determinant braku odpowiedzi w badaniu polskich gospodarstw domowych	361
Dominika Bogusz, Mariusz Góralski, Magdalena Ulrichs – Sztywna vs. elastyczna strategia bezpośredniego celu inflacyjnego w modelu optymalnej polityki pieniężnej dla Polski	379
Marcin Fałdziński, Michał Bernard Pietrzak – The Multivariate DCC-GARCH Model with Interdependence among Markets in Conditional Variances’ Equations	397
Marcin Salamağa – Wielowymiarowa analiza statystyczna motywów podejmowania bezpośrednich inwestycji zagranicznych przez polskie firmy	415
Beata Bał-Domańska – Statystyczne bazy danych jako narzędzie monitoringu zrównoważonego rozwoju – Wybrane aspekty teoretyczne	435

POLSCY STATYSTYCY I MATEMATYCY

Czesław Domański – Rola polskich statystyków w Międzynarodowym Instytucie Statystycznym ...	457
---	-----

SPRAWOZDANIA

Krzysztof Jajuga, Krzysztof Najman, Marek Walesiak – Sprawozdanie z XXIII Konferencji Naukowej nt. „Klasyfikacja i Analiza Danych – Teoria i Zastosowania”	471
Anna Gdąkowiak – Sprawozdanie z XVII Ogólnopolskiej Konferencji Naukowej „Mikroekonometria w Teorii i Praktyce”	479

CONTENTS

Emil P a n e k – Twisted Turnpike in the Non-Stationary Gale Economy. Part II.....	349
Małgorzata R ó s z k i e w i c z – An Attempt to Diagnose Determinants of Non-Response Rate in Polish Household Surveys.....	361
Dominika B o g u s z, Mariusz G ó r a j s k i, Magdalena U l r i c h s – Strict vs Flexible Inflation Targeting in the Optimal Monetary Policy Model for Poland.....	379
Marcin F a ł d z i ń s k i, Michał Bernard P i e t r z a k – The Multivariate DCC-GARCH Model with Interdependence among Markets in Conditional Variances' Equations.....	397
Marcin S a l a m a g a – Multivariate Statistical Analysis of the FDI Motivations of Polish Companies.....	415
Beata B a l - D o m a ń s k a – Statistical Database as the Monitoring Tool of Sustainable Development – Selected Theoretical Aspects.....	435

POLISH STATISTICIANS AND MATHEMATICIANS

Czesław D o m a ń s k i – The Role of Polish Statisticians in the International Statistical Institute....	457
---	-----

REPORTS

Krzysztof J a j u g a, Krzysztof Najman, Marek Walesiak – “Classification and Data Analysis – Theory and Applications” – SKAD2015 Conference Report.....	471
Anna G d a k o w i c z – Report of the XVII National Scientific Conference “Microeconometrics in Theory and Practice”.....	479

EMIL PANEK¹ZAKRZYWIONA MAGISTRALA
W NIESTACJONARNEJ GOSPODARCE GALE'A.
CZĘŚĆ II

1. WSTĘP

Obrazem geometrycznym zakrzywionej magistrali w niestacjonarnej gospodarce Gale'a przedstawionej w pracy Panek (2015) jest zbiór (wiązka) krzywych, na których gospodarka osiąga maksymalne tempo wzrostu zmieniając strukturę produkcji. W stacjonarnej gospodarce Gale'a² odpowiednikiem zakrzywionej magistrali jest półprosta w przestrzeni stanów, zwana magistralą produkcyjną (promieniem von Neumanna), na której gospodarka osiąga maksymalne tempo wzrostu zachowując jednak stałą strukturę produkcji. Nawiązując do prac Panek (2014, 2015) dowodzimy, że jeżeli w niestacjonarnej gospodarce Gale'a funkcjonującej w horyzoncie $T = \{0, 1, \dots, t_1\}$ optymalny proces wzrostu w pewnym okresie $\hat{t} < t_1$ dociera do zakrzywionej magistrali oraz ceny w gospodarce nie zmieniają się zbyt gwałtownie, to niezależnie od długości horyzontu (niezależnie od t_1) proces taki w kolejnych okresach $t = \hat{t}+1, \dots, t_1 - 1$ (za wyjątkiem ewentualnie ostatniego okresu t_1) przebiega w dowolnie bliskim otoczeniu zakrzywionej magistrali. Obowiązują oznaczenia stosowane w pracy Panek (2015).

2. MODEL

Model będący przedmiotem naszego zainteresowania został szczegółowo przedstawiony w pracy Panek (2015), dlatego tutaj ograniczamy się do jego bardzo zwięzłej prezentacji. Zakładamy, że czas biegnie skokowo, a zmienna czasu t przyjmuje wartości ze zbioru $T = \{0, 1, \dots, t_1\}$, który nazywamy horyzontem gospodarki; $0 < t_1 < +\infty$. W gospodarce mamy n towarów (zużywanych i/lub wytwarzanych). Przez $x = (x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t))$ oznaczamy wektor towarów zużywanych w gospodarce w okresie t , przez $y(t) = (y_1(t), y_2(t), \dots, y_n(t))$ wektor towarów wytwarzanych w tym okresie. Jeżeli z wektora towarów $x(t)$ można wytworzyć wektor towarów $y(t)$,

¹ Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej, Katedra Ekonomii Matematycznej, al. Niepodległości 10, 60-967 Poznań, Polska, e-mail: emil.panek@ue.poznan.pl.

² Oraz w niektórych niestacjonarnych gospodarkach Gale'a szczególnej postaci. Przykład takiej gospodarki przedstawiono m.in. w artykule Panek (2014).

to mówimy, że para $(x(t), y(t))$ opisuje technologicznie dopuszczalny proces produkcji w okresie t ; $x(t)$ nazywamy wówczas wektorem nakładów (zużycia), a $y(t)$ wektorem wyników (produkcji). Przez $Z(t) \subset R_+^{2n}$ oznaczamy zbiór wszystkich technologicznie dopuszczalnych procesów produkcji w gospodarce w okresie t . Zapis $(x, y) \in Z(t)$ (lub $(x(t), y(t)) \in Z(t)$) oznacza, że w okresie t z nakładów x w gospodarce można wytworzyć produkcję y . Przestrzenie produkcyjne spełniają następujące warunki³:

$$(G1) \quad \forall (x^1, y^1) \in Z(t) \quad \forall (x^2, y^2) \in Z(t) \quad \forall \alpha, \beta \geq 0 \quad ((\alpha x^1 + \beta x^2, \alpha y^1 + \beta y^2) \in Z(t)).$$

$$(G2) \quad \forall (x, y) \in Z(t) \quad (x = 0 \Rightarrow y = 0).$$

$$(G3) \quad \forall (x, y) \in Z(t) \quad \forall x' \geq x \quad \forall 0 \leq y' \leq y \quad ((x', y') \in Z(t)).$$

$$(G4) \quad \text{Zbiory } Z(t) \text{ są domknięte w } R_+^{2n}.$$

$$(G5) \quad Z(t) \subseteq Z(t+1), \quad t = 0, 1, \dots, t_1 - 1.$$

Tak zdefiniowane przestrzenie produkcyjne są stożkami wypukłymi, domkniętymi w R_+^{2n} , z wierzchołkami w 0. Interesują nas nietrywialne procesy $(x, y) \neq 0$. Jeżeli $0 \neq (x, y) \in Z(t)$, to $x \neq 0$.

Niech $0 \neq (x, y) \in Z(t)$. Liczbę

$$\alpha(x, y) = \max\{\alpha \mid \alpha x \leq y\}$$

nazywamy optymalnym wskaźnikiem technologicznej efektywności procesu (x, y) . Funkcja $\alpha(\cdot)$ jest ciągła i dodatnio jednorodna stopnia 0 na $Z(t) \setminus \{0\}$, Panek (2003, tw. 5.2). Liczbę

$$\alpha_{M,t} = \max_{\substack{(x,y) \in Z(t) \\ (x,y) \neq 0}} \alpha(x, y) \tag{1}$$

nazywamy optymalnym wskaźnikiem technologicznej efektywności produkcji w niestacjonarnej gospodarce Gale'a w okresie t . Przy przyjętych założeniach zadanie (1) ma dla każdego $t \in T$ rozwiązanie oraz $\alpha_{M,t+1} \geq \alpha_{M,t}$, $t = 0, 1, \dots, t_1 - 1$, Panek (2013, tw. 2). Zakładamy, że

$$(G6) \quad \forall t \in T \quad \exists (\bar{x}(t), \bar{y}(t)) \in Z(t) \quad (\alpha(\bar{x}(t), \bar{y}(t)) = \alpha_{M,t} \wedge \alpha_{M,t} \bar{x}(t) = \bar{y}(t) > 0)$$

³ Zob. Panek (2015). Z interpretacją ekonomiczną tych warunków można zapoznać się w pracy Panek (2003, rozdz. 5); zob. także np. Makarow, Rubinow (1973), Nikaido (1968, rozdz. 4), Takayama (1985, rozdz. 7).

(tzw. warunek regularności gospodarki mówiący, że w każdym okresie $t \in T$ istnieją optymalne procesy produkcji, w których wytwarzane są wszystkie towary). Mówiąc dalej o optymalnych procesach produkcji mamy na myśli procesy spełniające ten warunek. Przez $p(t) = (p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)) \geq 0$ oznaczamy wektor cen towarów w gospodarce w okresie t . Liczbę

$$\beta(x, y, p(t)) = \frac{\langle p(t), y \rangle}{\langle p(t), x \rangle}$$

(tam gdzie jest określona) nazywamy wskaźnikiem ekonomicznej efektywności procesu $(x, y) \in Z(t)$ przy cenach $p(t)$.⁴ W gospodarce Gale'a spełniającej warunki **(G1)–(G6)** $\forall t \in T$ istnieją ceny $\bar{p}(t)$, przy których:

$$\forall (x, y) \in Z(t) (\langle \bar{p}(t), y \rangle - \alpha_{M,t} \langle \bar{p}(t), x \rangle \leq 0) \quad (2)$$

oraz

$$\beta(\bar{x}(t), \bar{y}(t), \bar{p}(t)) = \max_{\substack{(x, y) \in Z(t) \\ (x, y) \neq 0}} \beta(x, y, \bar{p}(t)) = \alpha_{M,t} \quad (3)$$

(Panek, 2015, tw. 1). Wektor $\bar{p}(t)$ nazywamy wektorem cen von Neumanna w okresie t , a o trójce $\{\alpha_{M,t}, (\bar{x}(t), \bar{y}(t)), \bar{p}(t)\}$ mówimy, że charakteryzuje niestacjonarną gospodarkę Gale'a w chwilowej równowadze von Neumanna w okresie t .⁵ Zarówno ceny von Neumanna, jak i proces produkcji w równowadze chwilowej są określone z dokładnością do struktury (mnożenia przez stałą dodatnią). Interesuje nas gospodarka, w której optymalne procesy produkcji $(\bar{x}(t), \bar{y}(t)) \in Z(t)$, $t = 0, 1, \dots, t_1$, są określone jednoznacznie (z dokładnością do struktury), a efektywność ekonomiczna $\beta(x, y, \bar{p}(t))$ dowolnego procesu $0 \neq (x, y) \in Z(t)$ różnego od optymalnego (spoza stanu chwilowej równowagi von Neumanna) jest niższa od $\alpha_{M,t}$:

$$(\mathbf{G7}) \quad \forall (x, y) \in Z(t)$$

$$\left((x, y) \neq (\bar{x}(t), \bar{y}(t)) \Rightarrow \beta(x, y, \bar{p}(t)) = \frac{\langle \bar{p}(t), y \rangle}{\langle \bar{p}(t), x \rangle} < \beta(\bar{x}(t), \bar{y}(t), \bar{p}(t)) = \alpha_{M,t} \right).$$

Można pokazać, że wówczas:

$$\forall \varepsilon > 0 \quad \forall t \in T \exists \delta_{\varepsilon, t} \in (0, \alpha_{M,t}) \quad \forall (x, y) \in Z(t) \left(\left\| \frac{x}{\|x\|} - \bar{s}(t) \right\| \geq \varepsilon \Rightarrow \beta(x, y, \bar{p}(t)) \leq \alpha_{M,t} - \delta_{\varepsilon, t} \right), \quad (4)$$

⁴ Symbolem $\langle a, b \rangle$ oznaczamy iloczyn skalarny wektorów $a, b \in R^n$: $\langle a, b \rangle = \sum_{i=1}^n a_i b_i$.

⁵ W równowadze chwilowej von Neumanna dochodzi do zrównania ekonomicznej efektywności produkcji z efektywnością technologiczną ma maksymalnym poziomie możliwym do osiągnięcia przez gospodarkę w tym okresie.

gdzie $\bar{s}(t) = \frac{\bar{x}(t)}{\|\bar{x}(t)\|} = \frac{\bar{y}(t)}{\|\bar{y}(t)\|}$, $\|x\| = \sum_{i=1}^n |x_i|$ (Panek, 2003, lemat 5.2) oraz (Panek, 2015, przypis 3).

Gospodarka jest zamknięta w tym znaczeniu, że nakłady $x(t+1)$ w okresie następnym mogą pochodzić w niej wyłącznie z produkcji $y(t)$ wytworzonej w roku poprzednim, $x(t+1) \leq y(t)$, co wobec **(G3)** prowadzi do warunku:

$$(y(t), y(t+1)) \in Z(t+1), \quad t = 0, 1, \dots, t_1 - 1. \quad (5)$$

Ustalmy początkowy wektor produkcji

$$y(0) = y^0 > 0. \quad (6)$$

Każdy ciąg wektorów $\{y(t)\}_{t=0}^{t_1}$ spełniający warunki (5)–(6) nazywamy (y^0, t_1) – dopuszczalnym procesem wzrostu (lub trajektorią produkcji) w niestacjonarnej gospodarce Gale’a.

Jeżeli spełnione są warunki **(G1)**–**(G6)**, to istnieje ciąg optymalnych procesów produkcji $(\bar{x}(t), \bar{y}(t)) \in Z(t)$, $t = 0, 1, \dots, t_1$, w którym dla $t = 1, 2, \dots, t_1$

$$\bar{x}(t) = \lambda_{\max, t} \bar{s}(t), \quad (7)$$

gdzie

$$\lambda_{\max, t} = \max\{\lambda \mid \lambda \bar{s}(t) \leq \bar{y}(t-1)\}, \quad \bar{s}(t) = \frac{\bar{y}(t)}{\|\bar{y}(t)\|}. \quad (8)$$

Ponieważ $(\bar{x}(t), \bar{y}(t)) \in Z(t)$ oraz

$$\bar{x}(t+1) \leq \bar{y}(t), \quad t = 0, 1, \dots, t_1 - 1,$$

więc ciąg wektorów produkcji $\{\bar{y}(t)\}_{t=0}^{t_1}$ tworzy $(\bar{y}(0), t_1)$ dopuszczalny proces wzrostu⁶. W procesie tym

$$0 < \alpha_{t+1} = \alpha(\bar{y}(t), \bar{y}(t+1)) \leq \alpha_{M, t+1}, \quad t = 0, 1, \dots, t_1 - 1,$$

Zbiór (wiązkę) wszystkich takich $(\bar{y}(0), t_1)$ dopuszczalnych procesów wzrostu $\{\bar{y}(t)\}_{t=0}^{t_1}$, że

$$\forall t \in T \exists \bar{x}(t) > 0 (\bar{x}(t), \bar{y}(t)) \in Z(t) \left(\bar{y}(t) = \alpha_{M, t} \bar{x}(t) \right)$$

⁶ Nie należy $(\bar{y}^0, t_1)$ – dopuszczalnego procesu $\{\bar{y}(t)\}_{t=0}^{t_1}$ mylić z (y^0, t_1) dopuszczalnym procesem $\{y(t)\}_{t=0}^{t_1}$. Nawet gdy $y^0 = \bar{y}(0)$ (czego nie można wykluczyć a priori), wtedy ciąg $\{\bar{y}(t)\}_{t=0}^{t_1}$ jest wprawdzie jednocześnie procesem (y^0, t_1) – dopuszczalnym, ale nie na odwrót (nie każdy $(\bar{y}(0), t_1)$ – dopuszczalny proces wzrostu musi bowiem spełniać warunki (7)–(8)).

oraz dla $t = 1, 2, \dots, t_1$ zachodzą warunki (7), (8), oznaczamy symbolem $N^z(0, t_1)$ i nazywamy zakrzywioną magistralą w niestacjonarnej gospodarce Gale'a.

Na zakrzywionej magistrali $\alpha_{t+1} \bar{y}(t) \leq \bar{y}(t+1)$, $t = 0, 1, \dots, t_1 - 1$. Jeżeli $\{\bar{y}(t)\}_{t=0}^{t_1} \in N^z(0, t_1)$ to $\forall \lambda > 0$ także $\{\lambda \bar{y}(t)\}_{t=0}^{t_1} \in N^z(0, t_1)$ (procesy wzrostu na zakrzywionej magistrali są określone z dokładnością do mnożenia przez stałą dodatnią). Niech $N^z(t_0)$ będzie przekrojem wiązki $N^z(0, t_1)$ w okresie $t_0 \in T$:

$$N^z(t_0) = \{\bar{y} \mid \bar{y} = \bar{y}(t_0) \text{ dla pewnego procesu } \{\bar{y}(t)\}_{t=0}^{t_1} \in N^z(0, t_1)\}.$$

Wówczas:

$$\forall \lambda > 0 (\bar{y} \in N^z(t_0) \Rightarrow \lambda \bar{y} \in N^z(t_0)).$$

Zakrzywiona magistrala jest określona jednoznacznie (z dokładnością do struktury):

$$\forall t \in T \left(\bar{y}^1(t), \bar{y}^2(t) \in N^z(t) \Rightarrow \frac{\bar{y}^1(t)}{\|\bar{y}^1(t)\|} = \frac{\bar{y}^2(t)}{\|\bar{y}^2(t)\|} = \bar{s}(t) \right).$$

Zakładamy, że w interesującej nas gospodarce technologia produkcji nie zmienia się gwałtownie a to oznacza m.in. łagodne zmiany w czasie wskaźników α_t , $\alpha_{M,t}$. W szczególności, przyjmując oznaczenie $\gamma(t_1) = \prod_{t=1}^{t_1} \frac{\alpha_{M,t}}{\alpha_t}$ zakładamy, że:

(G8) Ciąg $\gamma(t_1)_{t_1=1}^{\infty}$ jest ograniczony.

Warunek ten zapewnia, że z czasem wartości wskaźników α_t , $\alpha_{M,t}$ nie tylko nie oddalają się nieograniczenie, ale przy $t_1 \rightarrow +\infty$ zbliżają się do siebie.

Przyjmijmy oznaczenie: $\sigma(t) = \frac{\alpha_{M,t}}{\alpha_t}$. Jeżeli zachodzi warunek **(G8)**, to

Fakt 1

$$\exists M < +\infty \left(\lim_{t_1} \gamma(t_1) = M \right), \quad (9)$$

Fakt 2

$$\lim_t \sigma(t) = 1 \quad (10)$$

Dowód faktu 1. Ciąg $\{\gamma(t_1)\}_{t_1=1}^{\infty}$ jest niemalejący, $\gamma(t_1 + 1) \geq \gamma(t_1) \geq 1$, czyli (wobec **(G8)**) ma skończoną granicę $M \geq 1$.

Dowód faktu 2. Zgodnie z faktem 1: $\forall t \left(\sigma(t) = \frac{\alpha_{M,t}}{\alpha_t} \in [1, M] \right)$ Załóżmy, że istnieje taka liczba $\bar{\sigma} > 1$ oraz taki podciąg $\{\sigma(\tau_k)\}_{k=1}^{\infty}$, iż $\forall k (\sigma(\tau_k) \geq \bar{\sigma})$. Wtedy $\lim_{t_1} \gamma(t_1) = +\infty$, wbrew (9).

Ostatni warunek, **(G9)**, wyklucza mało realistyczną sytuację, gdy efektywność ekonomiczna procesu zbliża się do maksymalnej, mimo że jego struktura stale odbiega od optymalnej o pewną ustaloną wielkość.

$$(\mathbf{G9}) \quad \forall \varepsilon > 0 \exists \nu_\varepsilon > 0 \quad \forall t_1 > 0 \quad \forall t \in T \quad \left(\frac{\delta_{\varepsilon,t}}{\alpha_{M,t}} \geq \nu_\varepsilon \right),$$

gdzie $\delta_{\varepsilon,t}$ jest liczbą z przedziału $(0, \alpha_{M,t})$ spełniającą warunek (4). Ponieważ $\delta_{\varepsilon,t} \in (0, \alpha_{M,t})$, więc $\nu_\varepsilon \in (0,1)$.

3. OPTIMALNY PROCES WZROSTU. EFEKT ZAKRZYWIONEJ MAGISTRALI

Weźmy wektor $\bar{p}(t_1)$ cen von Neumanna i rozpatrzmy następujące zadanie maksymalizacji wartości produkcji w ostatnim okresie t_1 horyzontu T :

$$\begin{aligned} & \max \langle \bar{p}(t_1), y(t_1) \rangle \\ & \text{p.w. (5)–(6)} \\ & (\text{wektor } y^0 > 0 \text{ ustalony}) \end{aligned} \tag{11}$$

Rozwiązanie $\{y^*(t)\}_{t=0}^{t_1}$ tego zadania nazywamy $(y^0, \bar{p}(t_1))$ – optymalnym procesem wzrostu (optymalną trajektorią produkcji) w niestacjonarnej gospodarce Gale’a. Przy przyjętych założeniach zadanie to ma rozwiązanie⁷.

□ Twierdzenie 1

Weźmy dowolną liczbę $\varepsilon > 0$. Jeżeli niestacjonarna gospodarka Gale’a spełnia warunki **(G1)–(G9)**, wówczas istnieje taka liczba naturalna $\tilde{t}$, że gdy $(y^0, \bar{p}(t_1))$ – optymalny proces wzrostu $\{y^*(t)\}_{t=0}^{t_1}$ w pewnym okresie $\tilde{t} \geq \tilde{t}$ ($\tilde{t} < t_1$) dociera do zakrzywionej magistrali,

$$y^*(\tilde{t}) \in N^z(\tilde{t}),$$

oraz

$$\frac{\max_{t \in \{\tilde{t}+1, \dots, t_1\}} \langle \bar{p}(t_1), \bar{s}(\tilde{t}) \rangle}{\min_{t \in \{\tilde{t}+1, \dots, t_1\}} \langle \bar{p}(\tilde{t}), \bar{s}(\tilde{t}) \rangle} < \frac{1}{2M(1-\nu_\varepsilon)} \tag{12}$$

to

⁷ Z dowodem można zapoznać się np. w pracy Panek (2003, lemat 5.1 oraz tw. 5.7). Zarówno lemat jak i twierdzenie zachowują moc po przejściu od stałej w czasie technologii Z do zmiennych przestrzeni $Z(t)$ spełniających warunki **(G1)–(G6)**.

$$\forall t \in \{\tilde{t} + 1, \dots, t_1 - 1\} (\|s^*(t) - \bar{s}(t)\| < \varepsilon),^8$$

$$\text{gdzie: } s^*(t) = \frac{y^*(t)}{\|y^*(t)\|}, \bar{s}(t) = \frac{\bar{y}(t)}{\|\bar{y}(t)\|}.$$

Dowód⁹. Weźmy taki horyzont $T = \{0, 1, \dots, t_1\}$, żeby począwszy od pewnego okresu $\tilde{t} < t_1$ ($\tilde{t} > 0$) spełniony był warunek:

$$\frac{\alpha_{M,t}}{\alpha_t} \leq 2, \quad t = \tilde{t}, \tilde{t} + 1, \dots, t_1, \quad (13)$$

gdzie $\alpha_{M,t} = \alpha(\bar{x}(t), \bar{y}(t))$, $\alpha_t = \alpha(\bar{y}(t-1), \bar{y}(t))$, $(\bar{x}(t), \bar{y}(t)) \in Z(t)$ jest optymalnym procesem produkcji w okresie t , $\{\bar{y}(t)\}_{t=0}^{t_1} \in N^Z(0, t_1)$ jest $(\bar{y}(0), t_1)$ – dopuszczalnym procesem wzrostu na zakrzywionej magistrali. Zgodnie z (10) warunek ten zachodzi gdy tylko horyzont T jest dostatecznie długi. Z założenia $(y^0, \bar{p}(t_1))$ – optymalny proces wzrostu $\{y^*(t)\}_{t=0}^{t_1}$ w okresie $\tilde{t} < t_1$ ($\tilde{t} \geq \tilde{t}$) prowadzi do zakrzywionej magistrali, $y^*(\tilde{t}) \in N^Z(\tilde{t})$, zatem istnieje taki $(\bar{y}(0), t_1)$ – dopuszczalny proces wzrostu z dodatnim początkowym wektorem $\bar{y}(0) \in N^Z(0)$, że $y^*(\tilde{t}) = \bar{y}(\tilde{t})$. Utwórzmy następujący ciąg wektorów produkcji $\{\tilde{y}(t)\}_{t=0}^{t_1}$:

$$\tilde{y}(t) = \begin{cases} y^*(t), & t = 0, 1, \dots, \tilde{t}, \\ \bar{y}(t), & t = \tilde{t} + 1, \dots, t_1, \end{cases} \quad (14)$$

otrzymany ze „sklejenia” początkowego segmentu $(y^0, \bar{p}(t_1))$ – optymalnego procesu $\{y^*(t)\}_{t=0}^{t_1}$ z końcową częścią $(\bar{y}(0), t_1)$ dopuszczalnego procesu $\{\bar{y}(t)\}_{t=0}^{t_1} \in N^Z(0, t_1)$. Ciąg ten tworzy (y^0, t_1) – dopuszczalny proces wzrostu, w którym w okresie $t = \tilde{t}$:

$$\tilde{y}(\tilde{t}) = \sigma \bar{s}(\tilde{t}) > 0,$$

gdzie $\sigma = \|\bar{y}(\tilde{t})\|$; $\bar{s}(\tilde{t})$ jest wektorem struktury produkcji na zakrzywionej magistrali w okresie $\tilde{t}$, $\bar{s}(\tilde{t}) = \frac{\bar{y}(\tilde{t})}{\|\bar{y}(\tilde{t})\|}$.

Zgodnie z konstrukcją zakrzywionej magistrali mamy $\alpha_{t+1} \bar{y}(t) \leq \bar{y}(t+1)$ dla $t = 1, 2, \dots, t_1 - 1$. Stąd:

$$\tilde{y}(t_1) \geq (\prod_{t=\tilde{t}+1}^{t_1} \alpha_t) \bar{y}(\tilde{t}) = (\prod_{t=\tilde{t}+1}^{t_1} \alpha_t) \sigma \bar{s}(\tilde{t}) > 0.$$

Z definicji optymalnego procesu $\{y^*(t)\}_{t=0}^{t_1}$ otrzymujemy następujące (dolne) ograniczenie wartości produkcji w takim procesie w końcowym okresie t_1 horyzontu T :

$$\langle \bar{p}(t_1), y^*(t_1) \rangle \geq \langle \bar{p}(t_1), \tilde{y}(t_1) \rangle \geq \sigma (\prod_{t=\tilde{t}+1}^{t_1} \alpha_t) \langle \bar{p}(t_1), \bar{s}(\tilde{t}) \rangle > 0. \quad (15)$$

⁸ Struktura produkcji $s^*(t)$ w procesie optymalnym różni się „dowolnie mało” (o mniej niż ε) od struktury produkcji $\bar{s}(t)$ na zakrzywionej magistrali. Warunek (12) oznacza, że w okresach $\tilde{t} + 1, \dots, t_1$ ceny nie zmieniają się zbyt gwałtownie.

⁹ Dowód częściowo wzorowany na dowodzie twierdzenia o magistrali w pracy Panek (2014).

Z (2), (3), (5) wynika, że w okresach $t = 1, 2, \dots, t_1 - 1$ optymalny proces wzrostu spełnia warunek:

$$\langle \bar{p}(t+1), y^*(t+1) \rangle \leq \alpha_{M,t+1} \langle \bar{p}(t+1), y^*(t) \rangle.$$

W okresie $t = t_1$ mamy:

$$0 < \langle \bar{p}(t_1), y^*(t_1) \rangle \leq \alpha_{M,t_1} \langle \bar{p}(t_1), y^*(t_1 - 1) \rangle.$$

Ponieważ ceny von Neumanna są określone z dokładnością do struktury, zatem istnieje taki wektor cen $\bar{p}(t_1 - 1)$, że

$$\langle \bar{p}(t_1), y^*(t_1 - 1) \rangle \leq \langle \bar{p}(t_1 - 1), y^*(t_1 - 1) \rangle,$$

co prowadzi do nierówności:

$$\langle \bar{p}(t_1), y^*(t_1) \rangle \leq \alpha_{M,t_1} \langle \bar{p}(t_1 - 1), y^*(t_1 - 1) \rangle \leq \alpha_{M,t_1} \alpha_{M,t_1-1} \langle \bar{p}(t_1 - 1), y^*(t_1 - 2) \rangle.$$

Postępując tak dalej (dla $t = t_1 - 1, \dots, \check{t} + 1$) otrzymujemy:

$$\langle \bar{p}(t_1), y^*(t_1) \rangle \leq \left(\prod_{t=\check{t}+1}^{t_1} \alpha_{M,t} \right) \langle \bar{p}(\check{t}), y^*(\check{t}) \rangle. \quad (16)$$

Założmy, że

$$\exists \tau \in \{\check{t} + 1, \dots, t_1 - 1\} \left(\left\| \frac{y^*(\tau)}{\|y^*(\tau)\|} - \bar{s}(\tau) \right\| \geq \varepsilon \right).$$

Wówczas, zgodnie z (4):

$$\beta(y^*(\tau), y^*(\tau+1), \bar{p}(\tau+1)) \leq \alpha_{M,\tau+1} - \delta_{\varepsilon,\tau+1},$$

lub inaczej:

$$\langle \bar{p}(\tau+1), y^*(\tau+1) \rangle \leq (\alpha_{M,\tau+1} - \delta_{\varepsilon,\tau+1}) \langle \bar{p}(\tau+1), y^*(\tau) \rangle. \quad (17)$$

Łącząc (13), (16), (17) dostajemy górne ograniczenie wartości produkcji w procesie optymalnym w okresie t_1 :

$$\langle \bar{p}(t_1), y^*(t_1) \rangle \leq \sigma \left(\prod_{\substack{t=\check{t}+1 \\ t \neq \tau+1}}^{t_1} \alpha_{M,t} \right) (\alpha_{M,t+1} - \delta_{\varepsilon,\tau+1}) \langle \bar{p}(\check{t}), \bar{s}(\check{t}) \rangle. \quad (18)$$

Z (15), (18), uwzględniając (9), (12), po przekształceniach dostajemy warunek:

$$\begin{aligned} M \frac{\alpha_{M,\tau+1} - \delta_{\varepsilon,\tau+1}}{\alpha_{\tau+1}} &\geq \left(\prod_{\substack{t=\check{t}+1 \\ t \neq \tau+1}}^{t_1} \frac{\alpha_{M,t}}{\alpha_t} \right) \frac{\alpha_{M,\tau+1} - \delta_{\varepsilon,\tau+1}}{\alpha_{\tau+1}} \geq \frac{\langle \bar{p}(t_1), \bar{s}(\check{t}) \rangle}{\langle \bar{p}(\check{t}), \bar{s}(\check{t}) \rangle} \geq \\ &\geq \frac{\min_{t \in \{\check{t}+1, \dots, t_1\}} \langle \bar{p}(\check{t}), \bar{s}(\check{t}) \rangle}{\max_{t \in \{\check{t}+1, \dots, t_1\}} \langle \bar{p}(t_1), \bar{s}(\check{t}) \rangle} > 2M(1 - \nu_\varepsilon) > 0, \end{aligned}$$

czyli:

$$\frac{\alpha_{M,\tau+1} - \delta_{\varepsilon,\tau+1}}{\alpha_{\tau+1}} > 2(1 - \nu_\varepsilon). \quad (19)$$

Wobec tego, że $\forall t \in T \left(1 - \nu_\varepsilon \geq 1 - \frac{\delta_{\varepsilon,t}}{\alpha_{M,t}} \right)$ (zgodnie z **(G9)**) oraz $\tau \geq \check{t} + 1 \geq \check{t} + 1$, z (13), (19) dostajemy:

$$2(1 - \nu_\varepsilon) \geq \frac{\alpha_{M,\tau+1}}{\alpha_{\tau+1}} (1 - \nu_\varepsilon) \geq \frac{\alpha_{M,\tau+1}}{\alpha_{\tau+1}} \left(1 - \frac{\delta_{\varepsilon,\tau+1}}{\alpha_{M,\tau+1}} \right) = \frac{\alpha_{M,\tau+1} - \delta_{\varepsilon,\tau+1}}{\alpha_{\tau+1}} > 2(1 - \nu_\varepsilon).$$

Otrzymana sprzeczność zamyka dowód. ■

Zastępując warunek (12) warunkiem

$$\frac{\max_{t \in \{\check{t}+1, \dots, t_1\}} \langle \bar{p}(t_1), \bar{s}(\check{t}) \rangle}{\min_{t \in \{\check{t}+1, \dots, t_1\}} \langle \bar{p}(\check{t}), \bar{s}(\check{t}) \rangle} < \frac{1}{M^2(1 - \nu_\varepsilon)} \quad (12')$$

otrzymujemy następującą wersję twierdzenia o zakrzywionej magistrali.

□ Twierdzenie 2

Weźmy dowolną liczbę $\varepsilon > 0$. Jeżeli w niestacjonarnej gospodarce Gale'a spełniającej warunki **(G1)–(G9)** (y^0, t_1) – optymalny proces wzrostu $\{y^*(t)\}_{t=0}^{t_1}$ w pewnym okresie $\check{t} < t_1$ dociera do zakrzywionej magistrali,

$$y^*(\check{t}) \in N^z(\check{t}),$$

a ceny von Neumanna spełniają warunek (12'), to

$$\forall t \in \{\check{t} + 1, \dots, t_1 - 1\} (\|s^*(t) - \bar{s}(t)\| < \varepsilon).$$

Dowód. Powtarzając dowód twierdzenia 1 dochodzimy do warunku (18). Warunek (19) przyjmuje obecnie postać następującą:

$$\frac{\alpha_{M,\tau+1} - \delta_{\varepsilon,\tau+1}}{\alpha_{\tau+1}} > M(1 - \nu_{\varepsilon}).$$

Z drugiej strony, wobec **(G9)** oraz tego, że $M \geq \frac{\alpha_{M,\tau+1}}{\alpha_{\tau+1}}$, mamy:

$$M(1 - \nu_{\varepsilon}) \geq \frac{\alpha_{M,\tau+1} - \delta_{\varepsilon,\tau+1}}{\alpha_{\tau+1}}.$$

Otrzymana sprzeczność kończy dowód. ■

4. UWAGI KOŃCOWE

W teorii magistral znane są trzy rodzaje twierdzeń mówiących o swoistej (magistralnej) stabilności optymalnych procesów wzrostu w gospodarkach typu Neumanna-Gale'a-Leontiefa¹⁰. „Słabe” twierdzenia głoszą, że optymalne procesy wzrostu w prawie wszystkich okresach ustalonego horyzontu czasu $T = \{0, 1, \dots, t_1\}$ przebiegają w bliskim otoczeniu magistrali (w sensie odległości kątowej). „Silne” twierdzenia precyzują czas, kiedy może nastąpić wytrącenie optymalnego procesu z otoczenia magistrali i konstatują, że zdarzenia takie mogą zaistnieć tylko w początkowych i końcowych okresach horyzontu T . W obu typach twierdzeń liczba takich okresów jest ograniczona i niezależna od długości horyzontu. W „bardzo silnych” twierdzeniach mowa o procesach, które „prawie zawsze” leżą na magistrali. Do tej grupy należą w szczególności twierdzenia precyzujące warunki, w których wejście na magistralę jest „prawie bezpowrotne” (gospodarka dochodząca do magistrali w okresie $\check{t} < t_1$ pozostaje na niej we wszystkich kolejnych okresach $t = \check{t} + 1, \dots, t_1 - 1$ (za wyjątkiem być może ostatniego okresu t_1), znowu niezależnie od długości horyzontu T .

Udowodnione twierdzenia 1, 2 stanowią swoiste ogniwo pośrednie między ich wersją „silną” i „bardzo silną”.¹¹ Wartością dodaną pracy jest dowód, że stabilność magistralna optymalnych procesów wzrostu jest także atrybutem niestacjonarnej gospodarki Gale'a z zakrzywioną magistralą.

¹⁰ Por. np. bibliografię w: Khan, Piazza (2011a, 2011b, 2012), McKenzie (2005), Panek (2011). Zdecydowana większość prac poświęcona jest „efektowi magistrali” w stacjonarnych gospodarkach ze stałą (niezmienną w czasie) technologią. Do nielicznych należą publikacje zawierające dowody twierdzeń o magistrali w gospodarkach niestacjonarnych, zob. np. Gantz (1980), Joshi (1997), Keeler (1972), Panek (2015).

¹¹ Podobne twierdzenie – o własnościach optymalnych procesów wzrostu w gospodarce Gale'a ze stałą strukturą produkcji na magistrali – przedstawiono w pracy Panek (2014).

LITERATURA

- Gantz D. T., (1980), A Strong Turnpike Theorem for a Nonstationary von Neumann-Gale Production Model, *Econometrica*, 48 (7), 1777-90.
- Keeler E. B., (1972), A Twisted Turnpike, *International Economic Review*, 13 (1), 160-166.
- Khan M. A., Piazza A., (2011a), An Overview of Turnpike Theory: Towards the Discounted Deterministic Case, *Advances in Mathematical Economics*, 14, 39-67.
- Khan M. A., Piazza A., (2011b), Classical Turnpike Theory and the Economics of Forestry, *Journal of Behavioral Economics and Organization*, 79, 194-201.
- Khan M. A., Piazza A., (2012), Turnpike Theory: A Current Perspective, w: Durlauf S. N., Blume L. E., (red.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Online Ed., Palgrave Macmillan, 6, 1-13.
- Makarow W. L., Rubinow A. M., (1973), *Matematyčeskaja Teorija Ekonomičeskoj Dinamiki i Rawnowiesija*, Nauka, Moskwa.
- Nikaido H., (1968), *Convex Structures and Economic Theory*, Acad. Press, New York and London.
- Panek E., (2003), *Ekonomia matematyczna*, Wydawnictwo AEP, Poznań.
- Panek E., (2011), O pewnej wersji „slabego” twierdzenia o magistrali w modelu von Neumanna, *Przegląd Statystyczny*, 58 (1-2), 75-87.
- Panek E., (2013), „Slaby” i „bardzo silny” efekt magistrali w niestacjonarnej gospodarce Gale'a z graniczną technologią, *Przegląd Statystyczny*, 60 (3), 291-303.
- Panek E., (2014), O pewnej wersji twierdzenia o magistrali w gospodarce Gale'a ze zmienną technologią, *Przegląd Statystyczny*, 61 (2), 105-114.
- Panek E., (2015), Zakrzywiona magistrała w niestacjonarnej gospodarce Gale'a. Cz. I, *Przegląd Statystyczny*, 62 (2), 149-163.
- Takayama A., (1985), *Mathematical Economics*, Cambridge Univ. Press, Cambridge.

ZAKRZYWIONA MAGISTRALA W NIESTACJONARNEJ GOSPODARCE GALE'A. CZĘŚĆ II

Streszczenie

Nawiązując do artykułów Panek (2014, 2015), w pracy udowodniono dwie wersje twierdzenia o tzw. zakrzywionej magistrali w niestacjonarnej gospodarce Gale'a. Pokazano, że jeżeli w niestacjonarnej gospodarce Gale'a optymalny proces wzrostu w pewnym okresie czasu dociera do zakrzywionej magistrali oraz ceny von Neumanna nie zmieniają się gwałtownie, wtedy niezależnie od długości horyzontu funkcjonowania gospodarki proces taki pozostaje blisko magistrali przez wszystkie kolejne okresy, za wyjątkiem być może ostatniego.

Słowa kluczowe: niestacjonarna gospodarka Gale'a, ceny von Neumanna, zakrzywiona magistrała

TWISTED TURNPIKE IN THE NON-STATIONARY GALE ECONOMY. PART II

Abstract

In the reference to articles Panek (2014, 2015) in the paper two version of the so called twisted turnpike in the nonstationary Gale economy are presented. There states that if in the non-stationary Gale economy the optimal growth process in the certain period of the time reaches the twisted turnpike and the von Neumann prices do not change to abruptly, than irrespectively of the length of the horizon of the economy such a process for all next periods can be found in the turnpike's proximity, except for perhaps the final time.

Keywords: non-stationary Gale economy, von Neumann prices, twisted turnpike

MAŁGORZATA RÓSZKIEWICZ¹IDENTYFIKACJA DETERMINANT BRAKU ODPOWIEDZI
W BADANIU POLSKICH GOSPODARSTW DOMOWYCH

1. WSTĘP

Występowanie braków odpowiedzi w badaniach empirycznych i będące tego konsekwencją obciążenia wyników są wyznacznikiem jakości danych i prowadzonych na ich podstawie analiz. Wyniki wielu badań terenowych wskazują na nasilanie się występowania tego zjawiska, a dodatkowo wraz z tą tendencją, badacze odnotowują zmianę jego uwarunkowań, co prowadzi do zmian natury obciążeń z tego tytułu (por. Stinchcombe i inni, 1981; Martin, Matheson, 1999; De Heer, 1999; Steeh i inni, 2001; Stoop, 2005; Groves, 2006). Szacowanie obciążeń spowodowanych brakiem odpowiedzi wymaga ustalenia, czy są one konsekwencją braku kontaktu, czy też odmowy udziału w badaniu, a także posiadania wiedzy o mechanizmach ich powstawania. Rozpoznanie przyczyn braków odpowiedzi jest szczególnie ważne w badaniach porównawczych, gdyż ten sam poziom wskaźnika odpowiedzi (ang. *response-rate*), może być efektem diametralnie odmiennej konfiguracji dostępności respondentów i ich gotowości do współpracy, co będzie prowadzić do błędów interpretacyjnych.

W sytuacjach gdy wyniki pilotażu sugerują możliwość wystąpienia wysokiego poziomu wskaźnika braków (ang. *non-response rate*), rozważa się różne strategie redukcji wynikających stąd błędów nielosowych. Strategie te dotyczą zarówno modyfikacji metod doboru próby, jak i metod dokonywania pomiarów, a także modyfikacji metod analizy danych. W pierwszej kolejności rozważa się strategie gwarantujące osiągnięcie wymaganej liczebności próby. Wśród nich, z racji charakterystycznych działań, można wyróżnić strategie ekstensywne i intensywne. Do strategii ekstensywnych można zaliczyć działania polegające na zwielokrotnieniu rozmiaru próby losowanej lub przygotowaniu transz tzw. prób rezerwowych. Działania te nie wymagają rozpoznania przyczyn wysokiej wartości wskaźnika braków odpowiedzi, a jego poziom agreguje wówczas wszystkie potencjalne przyczyny niezrealizowania wywiadu, a więc agreguje zarówno błąd operatu, błąd braku reakcji i błąd braku realizacji oraz zagubienie i odrzucenie. Strategie te wiążą się na ogół z wysokimi kosztami realizacji badania, gdyż wymagają wylosowania większej liczby jednostek wyboru, zaangażowania i przeszkolenia

¹ Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Instytut Statystyki i Demografii, ul. Madalińskiego 6/8, 02-513 Warszawa, Polska, e-mail: mroszki@sgh.waw.pl.

większej grupy ankietowanych, a także wydłużają proces realizacji badania terenowego. Ograniczony budżet oraz założony harmonogram prac skłaniają do stosowania strategii intensywnych. Strategie te obejmują z kolei działania, które dążą do poprawy wskaźnika odpowiedzi w założonym rozmiarze próby. Ich powodzenie zależy jednak nie tylko od działań stymulujących uczestnictwo w badaniu lecz również od postaw wobec procesu badawczego wybranych do badania jednostek. W strategiach tych, by była możliwa poprawa poziomu wskaźnika odpowiedzi, konieczne jest zrozumienie natury braków i ich determinant.

Ramy konceptualne dla wyjaśnienia uczestnictwa w badaniach terenowych opierają się na takich teoriach jak teoria wymiany społecznej (Goyder, 1987; Dillman, 2000), koncepcja społeczeństwa obywatelskiego (Brehm, 1993) oraz teoria społecznej integracji (Goyder, 1987). Z kolei teorią, która koncentruje się na interakcjach między charakterystykami jednostek w próbie i przyjętą metodologią badania jest teoria dźwigni-wyróżnika (ang. *leverage-salience theory*) (Groves i inni, 2000). Teorie te wśród czynników dostępności i gotowość współpracy jednostek próby wyróżniają zarówno czynniki leżące po stronie badanych jednostek, a które obejmują deskryptory ich ułożenia w strukturze społecznej oraz postawy wobec samego procesu badawczego, jak i czynniki leżące po stronie realizatorów badania, czyli cechy osób realizujących badanie oraz przyjętą metodologię. Ujęta w tych teoriach sekwencja zmian uwarunkowanych przyczynowo pozwala, zgodnie z definicją zaproponowaną przez Sztompkę, problem braków odpowiedzi traktować jako proces społeczny (Sztompka, 1999). Tak też jest ujmowany w literaturze tematu (Lin, Schaeffer, 1995; Groves, 2006). Z kolei sugerowany w tych teoriach zestaw uwarunkowań braku odpowiedzi pozwala sądzić, że struktura tego procesu jest wielopoziomowa, gdzie na pierwszym poziomie plasują się jego uwarunkowania związane z cechami jednostek populacji i uwarunkowania związane z warunkami realizacji badania w terenie, na drugim, uwarunkowania leżące po stronie realizatorów badania obsługujących określone wiązki jednostek, zaś na trzecim, cechy samego procesu badawczego, który przebiega w określonej rzeczywistości i dotyczy wybranej tematyki.

Dane dotyczące zaangażowania respondentów w proces badawczy w przypadku polskich doświadczeń są rzadko, jeśli w ogóle, publikowane. Na ogół badacze ograniczają się do podania wskaźnika odpowiedzi nie charakteryzując struktury i uwarunkowań jego poziomu. W literaturze polskiej głównie są podejmowane wątki koncentrujące się na metodach redukcji błędów nielosowych (Paradysz, Szymkowiak, 2007; Piasecki, 2014). W badaniach gospodarstw domowych realizowanych przez Główny Urząd Statystyczny, w latach 2000–2012 wskaźnik odpowiedzi wahał się, w zależności od tematyki badania, od 40% do 70% (Warno, Żyra, 2013). Skala występowania tego zjawiska pozwala uznać problem rozpoznania uwarunkowań braków odpowiedzi w polskich badaniach terenowych za ważki problem badawczy. Celem artykułu jest próba rozpoznania uwarunkowań braku odpowiedzi w badaniu typu *face-to-face* zrealizowanym wśród polskich gospodarstw domowych w 2013 r. w ramach projektu Uwarunkowania

Decyzji Edukacyjnych (UDE)². W projekcie tym populację badaną stanowiły gospodarstwa domowe i ich członkowie, w których funkcjonują osoby w wieku 16–65 lat. Odrębnie przeanalizowano uwarunkowania braku kontaktu oraz odmowy udziału w tym badaniu.

W niniejszej analizie ograniczono się do rozważenia jedynie dwóch typów uwarunkowań spośród wyróżnionych wyżej, tj. cech badanych gospodarstw domowych oraz warunków realizacji badania w terenie. Efekt uwarunkowań związanych z kompetencjami ankieterów obsługujących w tym projekcie poszczególne wiązki jednostek badania, został potwierdzony przez Rószkiewicz we wcześniejszych analizach (Rószkiewicz, 2014). Efekt ten ujawnił się jako koincydencja generowania braku kontaktu i odmowy udziału w badaniu, co oznacza, że ankieterzy mniej efektywni w nawiązywaniu kontaktu byli również mniej skuteczni w nakłanianiu jednostek do współpracy. Dysponując danymi z jednego projektu badawczego nie było możliwe rozważenie uwarunkowań związanych z cechami samego procesu badawczego, który przebiegał w określonej rzeczywistości i należy być świadomym ograniczeń z tego powodu. Wybór projektu badawczego był podyktowany dostępnością danych i należy traktować go jako przykładowy dla rozważanego zagadnienia.

W diagnozowaniu determinant braku odpowiedzi odnoszących się do warunków realizacji badania w terenie wykorzystano pełną historię kontaktów z wszystkimi wylosowanym gospodarstwami domowymi. Wśród tych 122 831 wybranych gospodarstwach domowych wystąpiły jednostki, z którymi w ogóle nie nawiązano kontaktu, oraz które definitywnie odmówiły udziału w badaniu. W drugiej kolejności podjęto próbę bardziej szczegółowego rozpoznania uwarunkowań braku odpowiedzi, wśród których rozważono cechy deskryptywne jednostek badanej populacji. W tej analizie odrębnie rozważono uwarunkowania braku kontaktu oraz odmowy udziału w badaniu. W tym celu wykorzystano bazę danych, obejmującą tylko zbadane jednostki, czyli 34 753 gospodarstwa domowe, w której obok badanych cech odnotowano również liczbę wizyt ankietera w celu nawiązania kontaktu oraz w celu nakłonienia wylosowanego gospodarstwa do udziału w badaniu. Sposób konstrukcji próby (plan losowania i schemat losowania) oraz zastosowany system wag gwarantował możliwość szacowania wartości wiodących cech z dostateczną precyzją na poziomie NUTS1 oraz NUTS2. Wagi zostały tak skonstruowane, aby uzyskać zgodność struktur demograficznych gospodarstw domowych i osób z danymi pochodzącymi z zewnętrznych źródeł (Narodowy Spis Powszechny z 2011 roku).

² Badanie zostało prowadzone w ramach projektu systemowego pod nazwą „Badanie jakości i efektywności edukacji oraz instytucjonalizacja zaplecza badawczego” współfinansowanego ze środków Europejskiego Funduszu Społecznego w ramach Programu Operacyjnego Kapitał Ludzki. Projekt koordynowany przez Instytut Badań Edukacyjnych, którego metodologię zaproponował zespół badaczy ze Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie. Pełne informacje o projekcie są ułożone na stronie: <http://eduentuzjasci.pl/ude>.

2. PODEJŚCIE BADAWCZE

W diagnozowaniu uwarunkowań braku odpowiedzi leżących po stronie jednostek populacji podstawową trudnością jest niemożność dysponowania danymi o cechach tych, z którymi w ogóle nie można było nawiązać kontaktu, oraz którzy definitywnie odmówili udziału w badaniu. W przełamaniu tej trudności wykorzystuje się pogląd dominujący w literaturze tematu głoszący, że nie ma empirycznych dowodów na występowanie grup jednostek permanentnie nieuczestniczących w badaniach (ang. *hard-core*), które rezygnują zawsze i kontestują każdy proces badawczy. Uznaje się, że jeśli grupy takie istnieją, to są bardzo nieliczne (Goyder, 1987). Według Schnell (1997) i Goyder (1987) najtrudniejsi respondenci staliby się nieuczestniczącymi w badaniu, gdyby nie podejmowano dodatkowych wysiłków skłaniających ich do współpracy. Na tej podstawie, za Lin, Schaeffer (1995), jednostki, które zbadano tylko i wyłącznie dzięki podjęciu większych wysiłków można utożsamiać z tymi, które w badaniu nie uczestniczyły z powodu definitywnego braku możliwości nawiązania kontaktu lub definitywnej odmowy. W niniejszej analizie za miarę trudności w pozyskaniu respondenta przyjęto liczbę wizyt złożonych przez ankierów zanim przeprowadzono wywiad, a za tzw. „trudnych” respondentów uznano tych, którzy wymagali więcej niż jednej wizyty, czy to w celu nawiązania kontaktu, czy też w celu nakłonięcia do współpracy. Różnice między deskryptorami grupy „łatwych” respondentów oraz respondentów „trudnych”, z którymi utożsamiono brak odpowiedzi, pozwoliły na wnioskowanie zarówno o determinantach braku dostępności jak i braku gotowości do współpracy. W analizie czynników leżących po stronie jednostek populacji wykorzystano model regresji logistycznej, odrębnie dla braku kontaktu oraz braku współpracy.

W celi weryfikacji założenia o analogii między jednostkami, z którymi w ogóle nie nawiązano współpracy mimo kolejnych prób, i tzw. jednostkami „trudnymi”, z którymi tę współpracę nawiązano dopiero w wyniku wielokrotnych wizyt, dokonano porównania grupy jednostek badania, z którymi nawiązano kontakt po co najmniej dwukrotnych próbach z grupą jednostek, których dotyczył definitywny brak odpowiedzi. Podstawą tej oceny była pełna historia kontaktów, w której zarejestrowano wszystkie próby podjęcia współpracy z wylosowanymi jednostkami, niezależnie od ich wyniku. Zakres porównań dotyczył charakterystyk odnoszących się do warunków realizacji badania w terenie, gdyż tylko takie cechy wylosowanych jednostek były możliwe do odnotowania przy definitywnym braku odpowiedzi (całkowity brak kontaktu lub definitywna odmowa udziału w badaniu). Analiza porównawcza miała odpowiedzieć na pytanie, czy warunki realizacji badania w terenie determinują w inny sposób definitywny brak odpowiedzi oraz uzyskanie odpowiedzi dopiero po wielokrotnych próbach, co podważałoby tezę o zakładanej analogii. W weryfikacji tej tezy przeprowadzono prostą analizę porównawczą rozkładów wyróżnionych cech w obu podpopulacjach oraz wykorzystano model hybrydowy łącząc procedurę drzewa klasyfikacyjnego z wielomianowym modelem logitowym, w celu uwzględnienia nie tylko efektów głównych rozważanych warunków realizacji badania w terenie ale również interakcji między nimi.

3. ZAKRES REAKCJI ORAZ REALIZACJI BADANIA W RAMACH PROJEKTU UDE

W zrealizowanym w 2013 r. badaniu terenowym w ramach projektu UDE nawiązano kontakt z 75,6% gospodarstw domowych spośród 122 831 wylosowanych do próby, z których 40% wzięło udział w badaniu. By osiągnąć wymaganą liczebność próby na poziomie 34 753 gospodarstw domowych konieczne było wykorzystanie prób rezerwowych. Jedynie 27,53% jednostek badania, wśród których efektywnie zrealizowano wywiady pochodziło z próby podstawowej, 22,81% pochodziło z pierwszej rezerwy, 17,94% z drugiej rezerwy, zaś pozostałe 31,73% zbadanych jednostek pochodziło z trzeciej lub kolejnych prób rezerwowych. Najczęściej nie podawano przyczyny odmowy udziału w badaniu.

Wskaźnik reakcji, kształtujący się na dość wysokim poziomie, wykazywał znaczne zróżnicowanie regionalne. Najłatwiej respondenci byli osiągalni w województwie zachodniopomorskim oraz wielkopolskim, gdzie niespełna 16% kontaktów skończyło się definitywnym niepowodzeniem. Najtrudniej zaś, w województwach dolnośląskim, podlaskim i opolskim, gdzie częstość braku kontaktu była ponad dwukrotnie wyższa. Trudność w nawiązaniu kontaktu przekładała się na konieczność podejmowania wielokrotnych prób. Jednakże skuteczność w nawiązywaniu kontaktu przy kolejnych wizytach była niższa niż w pierwszym i drugim podejściu. Jak ilustrują to dane zestawione w tabeli 1, w ramach pierwszej wizyty udawało się nawiązać kontakt w 84% przypadków (wylosowanych adresów), natomiast w ramach dalszych wizyt kontakt nawiązywano już tylko w około 59% przypadków.

Tabela 1.

Wskaźnik reakcji w badaniu UDE w 2013 r. z uwzględnieniem liczby wizyt ankieterów

Reakcja	Liczba wizyt					Ogółem
	1	2	3	4	5	
Brak kontaktu	16,0%	23,1%	61,3%	49,8%	48,5%	24,4%
Kontakt nawiązany	84,0%	76,9%	38,7%	50,2%	51,5%	75,6%
Ogółem	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych UDE.

Nawiązanie kontaktu nie gwarantowało jeszcze zrealizowania wywiadów. Jak ilustrują to dane zestawione w tabeli 2, przy pierwszej wizycie udało się zrealizować wywiady jedynie wśród 37,4% gospodarstw należących do populacji badanej. Kolejne wizyty po nawiązaniu kontaktu dawały tylko trochę lepsze rezultaty.

Podobnie jak wskaźnik reakcji również wskaźnik realizacji, ujawniający zakres odmawiania współpracy, wśród większości jednostek, z którymi nawiązano kontakt wykazywał znaczne zróżnicowanie regionalne. Najtrudniej respondenci podejmowali współpracę w województwie warmińsko-mazurskim oraz dolnośląskim, gdzie nie-

spełna 33% nawiązanych kontaktów skończyło się podjęciem współpracy. Najłatwiej zaś w województwach podlaskim i świętokrzyskim, przy czym tam liczba zrealizowanych wywiadów wśród nawiązanych kontaktów ledwie przekroczyła połowę.

Tabela 2.

Wskaźnik realizacji wśród nawiązanych kontaktów w badaniu UDE w 2013 r.
z uwzględnieniem liczby wizyt ankieterów

Realizacja	Liczba wizyt					Ogółem
	1	2	3	4	5	
Odmowa	62,6%	52,8%	54,8%	52,1%	38,0%	59,9%
Wywiad zrealizowany	37,4%	47,2%	45,2%	47,9%	62,0%	40,1%
Ogółem	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych UDE.

Zróżnicowanie regionalne wskaźnika braku reakcji wskazuje na występowanie zróżnicowania reguł dostępności respondentów. Z kolei zróżnicowanie regionalne wskaźnika braku realizacji sugeruje występowanie zróżnicowania reguł uczestnictwa w badaniu.

4. ZAKRES ANALOGII MIĘDZY JEDNOSTKAMI GENERUJĄCYMI BRAK ODPOWIEDZI I TZW. JEDNOSTKAMI „TRUDNYMI”

W celu weryfikacji poprawności założonej analogii w pierwszej kolejności dokonano porównania rozkładów cech opisujących warunki realizacji badania w obu grupach jednostek, tj. w grupie jednostek „trudnych”, z którymi współpracę nawiązano dopiero w wyniku wielokrotnych wizyt, i grupą jednostek, których dotyczył definitywny brak odpowiedzi. Wśród cech odnoszących się do warunków realizacji procesu badawczego w terenie wyróżniono następujące charakterystyki: makroregion, województwo, charakter miejsca zamieszkania, dzień tygodnia i porę dnia ostatniego kontaktu, kiedy podejmowano próbę realizacji badania. Odnotowano bardzo wysokie podobieństwo tych struktur, a w każdym przypadku współczynnik V-Cramera kształtował się poniżej 0,08, potwierdzając brak zależności między cechami opisującymi warunki realizacji badania i przynależnością do jednej z dwóch porównywanych grup jednostek. W drugiej kolejności podjęto próbę sprawdzenia podobieństwa wielowymiarowego. Przyjęto, że uzasadnieniem tezy o analogii między rozważanymi tu grupami jednostek będą charakteryzujące się wysokim podobieństwem parametry strukturalne modelu opisującego reakcję jednostek w procesie badawczym uwzględniającego odrębnie respondentów „trudnych” jak i generujących braki odpowiedzi. Podejścia takie jest możliwe z wykorzystaniem wielomianowego modelu regresji logistycz-

nej. W modelowaniu prawdopodobieństwa reakcji jednostki w procesie badawczym wykorzystano podejście hybrydowe, łącząc wielomianowy model logitowy z modelem drzewa klasyfikacyjnego, poprzez uznanie przynależność do podklas wyodrębnionych w procedurze drzewa klasyfikacyjnego za dodatkowy predyktor w modelu logitowym. Za takim rozwiązaniem przemawiał fakt, że model drzewa klasyfikacyjnego pozwala wyodrębniać podklasy badanych jednostek ze względu na istotne interakcje między predyktorami braku odpowiedzi, jednakże nie daje możliwości oszacowania prawdopodobieństwa braku odpowiedzi dla każdej z rozważanych konfiguracji predyktorów, czyli *de facto* dla każdego przypadku empirycznego, co z kolei jest możliwe w modelu regresji logistycznej. Ponadto w modelu regresji logistycznej, w przeciwieństwie do modelu drzewa klasyfikacyjnego, istnieje możliwość oceny siły wpływu poszczególnych predyktorów na prawdopodobieństwo braku odpowiedzi. Natomiast żadne z tych podejść oddzielnie nie daje możliwości oceny wpływu efektów interakcji między predyktorami na to prawdopodobieństwo. Możliwości takie daje natomiast zastosowanie podejścia hybrydowego.

W celu dokonania hybrydyzacji, w pierwszym etapie analizy zastosowano procedurę drzewa klasyfikacyjnego, ograniczając ją do trzech rekurencji³, które wyznaczyły 18 podklas jednostek badania istotnie różniących się wskaźnikiem braku odpowiedzi. Jakość uzyskanego rozwiązania wyrażał współczynniki poprawnej klasyfikacji gospodarstw domowych na podstawie uzyskanego modelu ze względu na ich faktyczne zachowanie w zrealizowanym badaniu, który wyniósł 57,76%, przy czym poprawność klasyfikacji samych braków odpowiedzi opisywana tzw. współczynnikiem czułości, wyniosła 58,9%. Charakterystykę wyznaczonych 18 podklas w modelu drzewa klasyfikacyjnego zestawia tabela 3.

Tabela 3.

Charakterystyki podklasy wyodrębnionych w modelu CHAID

Podklasa	Charakterystyki podklasy według kategorii predyktorów	Rozmiar	Oszacowane prawdopodobieństwo braku odpowiedzi
Podklasa nr 1	miasto 10 tys.–19,9 tys.	7,1%	0,793
Podklasa nr 2	miasto do 10 tys.	4,7%	0,759
Podklasa nr 3	mazowieckie, dolnośląskie, miasta 500 tys.–999,9 tys.	7,1%	0,906
Podklasa nr 4	mazowieckie, lubelskie, podlaskie, pomorskie, 20 tys.–99,9 tys.	4,5%	0,856

³ Takie przycięcie rozwiązania było podyktowane potrzebą uzyskania w miarę czytelnego rozwiązania w modelu hybrydowym, w którym wyodrębnione podklasy pełniły funkcję kategorii predyktora opisującego interakcje między wyodrębnionymi cechami warunków realizacji badania w terenie. Zbyt duża liczba kategorii prowadziłaby do nadmiernie rozbudowanego rozwiązania, trudnego w przejrzystej interpretacji.

Tabela 3. (cd.)

Podklasa	Charakterystyki podklasy według kategorii predyktorów	Rozmiar	Oszacowane prawdopodobieństwo braku odpowiedzi
Podklasa nr 5	małopolskie, śląskie, dolnośląskie, 20 tys.–99,9 tys.	5,7%	0,826
Podklasa nr 6	kujawsko-pomorskie, opolskie, lubuskie, wielkopolskie, 20 tys.–99,9 tys.	3,8%	0,739
Podklasa nr 7	gmina wiejska, rano (do godz. 12.00)	5,8%	0,814
Podklasa nr 8	mazowieckie, lubelskie, podlaskie, świętokrzyskie, pomorskie, miasto 200 tys.–499,9 tys.	8,6%	0,895
Podklasa nr 9	śląskie, kujawsko-pomorskie, zachodniopomorskie, 200 tys.–499,9 tys.	3,6%	0,764
Podklasa nr 10	mazowieckie, śląskie, dolnośląskie, miasto 100 tys.–199,9 tys.	4,1%	0,885
Podklasa nr 11	małopolskie, warmińsko-mazurskie, opolskie, zachodniopomorskie, podkarpackie, miasto 100 tys.–199,9 tys.	6,5%	0,843
Podklasa nr 12	kujawsko-pomorskie, lubuskie, wielkopolskie, miasto 100 tys.–199,9 tys.	4,3%	0,773
Podklasa nr 13	Warszawa, miasto 500 tys.–999,9 tys., małopolskie, łódzkie, wielkopolskie, rano (do 12.00) i popołudniu (12.00–17.00)	3,9%	0,818
Podklasa nr 14	Warszawa, miasto 500 tys.–999,9 tys., małopolskie, łódzkie, wielkopolskie, wieczorem (po 17.00)	3,3%	0,846
Podklasa nr 15	miasto 20 tys.–49,9 tys., warmińsko-mazurskie, świętokrzyskie, łódzkie, zachodnio-pomorskie, wtorek, środa, czwartek	3,7%	0,789
Podklasa nr 16	miasto 20 tys.–49,9 tys., warmińsko-mazurskie, świętokrzyskie, łódzkie, zachodnio-pomorskie, piątek, sobota, niedziela, poniedziałek	4,0%	0,835
Podklasa nr 17	gmina wiejska, mazowieckie, lubelskie, podlaskie, małopolskie, łódzkie, kujawsko-pomorskie, świętokrzyskie, lubuskie, podkarpackie, popołudniu (12.00–17.00) i wieczorem (po 17.00)	12,3%	0,686
Podklasa nr 18	gmina wiejska, warmińsko-mazurskie, opolskie, łódzkie, pomorskie, zachodniopomorskie, wielkopolskie, dolnośląskie, popołudniu (12.00–17.00) i wieczorem (po 17.00)	7,0%	0,768

Źródło: opracowanie własne.

Przy ograniczeniu rozwiązania do trzech rekurencji podklasy istotnie różniące się wskaźnikiem braku odpowiedzi objęły koincydencję takich cech spośród rozważanych warunków realizacji badania jak: województwo, klasa miejsca zamieszkania, dzień tygodnia oraz pora dnia ostatniego kontaktu. Tylko dwie podklasy odnosiły się do kategorii, które opisywały efekty główne, a dotyczyły dwóch kategorii miejsca zamieszkania. Podklasy te, z racji uwzględnienia ich jako odrębne kategorie również w zmiennej opisującej klasę miejsca zamieszkania, zostały w dalszej analizie pominięte. W pozostałych przypadkach podklasy dotyczyły interakcji drugiego stopnia, obejmujących województwo i klasę miejsca zamieszkania, a w jednym przypadku – klasę miejsca zamieszkania i porę dnia, oraz interakcji trzeciego stopnia odnoszących się do województwa, klasy miejsca zamieszkania oraz dnia tygodnia lub pory dnia ostatniego kontaktu.

W drugim etapie oszacowano wielomianowy model regresji logistycznej dla trzech możliwych reakcji jednostki w procesie badawczym, tj. odpowiedzi w pierwszym kontakcie ($s = 1$), odpowiedzi po wielokrotnych próbach kontaktu ($s = 2$) oraz definitywnym braku odpowiedzi ($s = 3$), w którym obok predyktorów odnoszących się do wymienionych cech, opisujących warunki realizacji badania w terenie, uwzględniono również interakcje między nimi, wyodrębnione w procedurze drzewa klasyfikacyjnego, jako typy podklas badanych jednostek. Jako kategorię odniesienia przyjęto odpowiedź respondenta w pierwszym kontakcie ($s = 1$). Na tej podstawie formuła wielopoziomowego modelu regresji logistycznej wielomianowej przyjęła postać:

$$\log\left(\frac{\pi_{ij}^s}{\pi_{ij}^1}\right) = \boldsymbol{\beta}^{(s)T} \mathbf{x}_{ij}^{(s)} \quad (1)$$

gdzie:

$\pi_{ij}^{(s)}$ – prawdopodobieństwo reakcji jednostki, czyli $\pi_{ij}^{(s)} = P(y_{ij} = s)$ dla $s = 1, 2, 3$,
 $\mathbf{x}_{ij}^{(s)}$ – wektor predyktorów odnoszących się do cech warunków badania w terenie,
 $\boldsymbol{\beta}^{(s)}$ – wektor współczynników modelu.

Wyniki oszacowanego modelu hybrydowego zestawiają druga i trzecia kolumna tabeli 4. Tabela ta zestawia oceny parametrów modelu odnoszących się do wybranych cech realizacji badania w terenie, które pokazują ich wpływ na możliwość podjęcia współpracy dopiero po wielokrotnych próbach oraz na możliwość definitywnego braku odpowiedzi, w porównaniu do możliwości podjęcia współpracy w pierwszym kontakcie uwzględniając kategorię referencyjną, przy kontrolowanym wpływie pozostałych zmiennych. Dla poszczególnych predyktorów przyjęto następujące kategorie referencyjne: dla makroregionu był to makroregion małopolski, dla województw było to województwo zachodniopomorskie, dla klasy miejsca zamieszkania było to miasto Warszawa, dla dnia tygodnia była to niedziela i dla pory dnia był to wieczór (po godzinie 17.00). Dla uwzględnionych w modelu efektów interakcji między predyktorami kategorię odniesienia stanowiła ostatnia podklasa wymieniona w tabeli 3.

Tabela 4.

Oceny współczynników regresji logistycznej w modelach hybrydowych, wielomianowym i binarnym, dla braku odpowiedzi na podstawie wyników projektu UDE w 2013 r.

Predyktor/kategoria odniesienia	Wielomianowy model regresji logistycznej		Model regresji binarnej
	Pozyskanie odpowiedzi w kolejnych próbach względem próby pierwszej	Definitywny brak odpowiedzi względem odpowiedzi w pierwszej próbie	Brak odpowiedzi względem odpowiedzi w pierwszej próbie
Stała	-2,297	0,603	0,824
Makroregion/ małopolski			
centralny	0,012	0,852**	0,0392**
wielkopolski	-0,096	-0,492**	-0,566**
śląski	0,110	0,161**	0,018
zachodni	-0,648*	-0,398*	-0,422*
pomorski	0,305	0,343*	-0,135
północno-wschodni	-0,366	0,711**	0,423**
wschodni	-0,012	0,870**	0,673**
Województwo/ zachodniopomorskie			
dolnośląskie	1,313**	1,355**	1,071**
kujawsko-pomorskie	0,233	0,954**	0,899**
lubelskie	1,020**	-0,508**	-0,820
lubuskie	0,871**	0,771**	0,731**
łódzkie	0,701**	-0,169	-0,165
małopolskie	0,953**	0,597**	0,483**
mazowieckie	0,630**	-0,181	-0,524
opolskie	0,424	0,440*	0,382*
podkarpackie	0,792**	0,544**	0,473**
podlaskie	1,618**	-0,247*	-0,510**
pomorskie	0,341**	-0,207**	0,282**
śląskie	0,749*	0,485**	0,476*
świętokrzyskie	1,029**	0,269	-0,367*
warmińsko-mazurskie	0,730**	0,079	0,222*

Predyktor/kategoria odniesienia	Wielomianowy model regresji logistycznej		Model regresji binarnej
	Pozyskanie odpowiedzi w kolejnych próbach względem próby pierwszej	Definitywny brak odpowiedzi względem odpowiedzi w pierwszej próbie	Brak odpowiedzi względem odpowiedzi w pierwszej próbie
wielkopolskie	0,765**	0,953**	0,975**
Klasa miejsca zamieszkania/Warszawa			
gmina wiejska	0,909**	-0,011	-0,023
miasto do 10 tys. mieszkańców	0,832**	-0,019	0,038
miasto 10.000–19.999 mieszkańców	0,773**	0,221*	-0,007
miasto 20.000–49.999 mieszkańców	0,664**	0,056*	-0,126**
miasto 50.000–99.999 mieszkańców	0,792**	0,207*	0,045
miasto 100.000–199.999 mieszkańców	0,981**	0,019	0,228
miasto 200.000–499.999 mieszkańców	0,696**	-0,032	-0,253
miasto 500.000–999.999 mieszkańców	1,123**	0,416**	1,063**
Dzień tygodnia ostatniego kontaktu/niedziela			
poniedziałek	-0,122*	-0,191**	-0,086**
wtorek	-0,188**	-0,310**	-0,122**
środa	-0,067	-0,503**	-0,324**
czwartek	-0,232**	-0,324**	-0,08*
piątek	-0,229**	-0,291**	0,043
sobota	-0,254**	-0,019	0,083
Pora dnia ostatniego kontaktu/wieczorem (po 17.00)			
rano (do 12.00)	-0,135**	0,02	0,179**
popołudniu (12.00–17.00)	-0,27**	-0,09**	0,058**
Podklasy interakcji/podklasa nr 18			
podklasa nr 3	1,110**	0,645**	0,751**
podklasa nr 4	0,390**	0,395**	0,642**
podklasa nr 5	0,151	-0,013	0,285**
podklasa nr 6	0,081	-0,225**	-0,093
podklasa nr 7	0,002	0,179**	0,133**

Tabela 4. (cd.)

Predyktor/kategoria odniesienia	Wielomianowy model regresji logistycznej		Model regresji binarnej
	Pozyskanie odpowiedzi w kolejnych próbach względem próby pierwszej	Definitywny brak odpowiedzi względem odpowiedzi w pierwszej próbie	Brak odpowiedzi względem odpowiedzi w pierwszej próbie
podklasa nr 8	0,635**	0,852**	0,932**
podklasa nr 9	0,001	0,002	0,014
podklasa nr 10	0,253*	0,604**	0,723**
podklasa nr 11	0,027	0,241**	0,441**
podklasa nr 12	0,002	0,0001	0,090
podklasa nr 13	-0,242**	-0,143*	-0,839**
podklasa nr 14	0,001	0,0001	-0,538**
podklasa nr 15	-0,146	-0,069	0,252**
podklasa nr 16	0,002	0,005	0,395**
podklasa nr 17	-0,457**	-0,401**	-0,427**

* – istotność na poziomie 0,05, ** – istotność na poziomie 0,01.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych UDE.

Jak wskazują zestawione w tabeli 4 wartości, w analizie wielowymiarowej uzyskano jedynie częściową zbieżność wyników oszacowań odnoszących się do wyodrębnionych reakcji jednostek w procesie badawczym. W większości, ale nie we wszystkich przypadkach, wystąpiła zgodność kierunku oddziaływań poszczególnych kategorii predyktorów zarówno na ryzyko odpowiedzi dopiero po wielokrotnych próbach kontaktu jak i ryzyko definitywnego braku odpowiedzi. Zgodność kierunku oddziaływań oznacza, że kategorie te są wspólnymi stymulantami (wartości dodatnie oszacowanych współczynników regresji) lub destymulantami (wartości ujemne dla oszacowanych współczynników regresji) dla występowania tzw. „trudnych” respondentów oraz występowania definitywnego braku odpowiedzi. Do wspólnych stymulant po stronie warunków realizacji badania należą: lokalizacja w województwie dolnośląskim, lubuskim, małopolskim, podkarpackim, śląskim i wielkopolskim, miasta o liczbie ludności od 10 tys. do 19,9 tys. mieszkańców, a także od 20 tys. do 49,9 tys. mieszkańców, od 50 tys. do 99,9 tys. mieszkańców oraz powyżej 500 tys. mieszkańców, oraz interakcje drugiego stopnia warunków badania definiujące podklasy nr 3, 4, 8 i 10. Do wspólnych destymulant należą: makroregion zachodni, realizacja badania w poniedziałek, wtorek, czwartek i piątek, popołudniu (między 12.00 a 17.00) oraz interakcje trzeciego stopnia warunków badania definiujące podklasy nr 13 i 17.

Zarówno wysoka zgodność jednowymiarowych rozkładów poszczególnych predyktorów w obu analizowanych grupach jednostek badania oraz znaczna zbieżność wyników analizy wielowymiarowej, odnotowane dla gospodarstw domowych objętych projektem UDE, dała podstawę do uznania tezę o analogii między tzw. „trudnymi” respondentami, z którymi współpracę nawiązano dopiero w wyniku wielokrotnych wizyt i jednostkami, których dotyczył definitywny brak odpowiedzi. Na bazie tego założenia finalnie oszacowano współczynniki modelu regresji logistycznej dla prawdopodobieństwa braku odpowiedzi w pierwszym kontakcie ze względu na wyróżnione warunki badania. Wyniki zestawia kolumna czwarta tabeli 4. Różnice w wartościach oszacowanych współczynników dla tego uproszczonego modelu ryzyka braku, tzn. bazującego na założonej analogii, z wartościami oszacowanymi dla modelu ryzyka definitywnego braku odpowiedzi, pokazuje zakres niedokładności wynikający z tego założenia. Zbieżność rozwiązania, pod względem kierunku oddziaływania poszczególnych kategorii predyktorów na prawdopodobieństwo braku odpowiedzi, dotyczy wszystkich poza jednym makroregionem (pomorski), prawie wszystkich województwami (poza województwem pomorskim i świętokrzyskim), miast o liczbie mieszkańców powyżej 500 tys., kolejnych czterech dni tygodnia (od poniedziałku do czwartku) oraz realizacji badania popołudniu (od 12.00 do 17.00), a także dwunastu podklas określających interakcje drugiego i trzeciego stopnia rozważanych warunków badania.

Przyjęcie tezy o występującej analogii między tzw. „trudnymi” respondentami i jednostkami, które generują brak odpowiedzi dało możliwość identyfikacji tych cech gospodarstw domowych, które determinują zarówno ryzyko braku kontaktu jaki i ryzyko braku odpowiedzi.

5. IDENTYFIKACJA WPLYWU CECH JEDNOSTEK BADANIA NA RYZYKO BRAKU KONTAKTU ORAZ RYZYKO ODMOWY UDZIAŁU W BADANIU

W identyfikacji cech badanych gospodarstw na ryzyko braku kontaktu oraz ryzyko braku odpowiedzi uwzględniono następujące charakterystyki głowy i samego gospodarstwa domowego: płeć, wiek, stan cywilny, poziom wykształcenia status na rynku pracy, źródło utrzymania, klasa miejsca zamieszkania oraz wielkość gospodarstwa domowego. Wyniki oszacowanych modeli regresji logistycznej, odrębnie dla braku kontaktu oraz odmowy udziału w badaniu, zestawiono w tabeli 5. W oszacowanych modelach przyjęto następujące kategorie referencyjne: dla płci – kobieta, dla stanu cywilnego – po rozwodzie lub w separacji, dla wykształcenia – brak lub nieukończone wykształcenie podstawowe, dla statusu na rynku pracy – bierność zawodowa, dla klasy miejsca zamieszkiwanie – gmina wiejska oraz dla źródła utrzymania – źródło niezarobkowe inne niż kapitał lub nieruchomość.

Tabela 5.

Oceny współczynników regresji logistycznej dla predyktorów prawdopodobieństwa braku kontaktu oraz prawdopodobieństwa odmowy udziału w badaniu UDE w 2013 r., których chociaż jedna kategoria okazała się istotna statystycznie

Predyktor/kategoria odniesienia	Odmowa		Brak kontaktu	
	Współczynnik	Istotność	Współczynnik	Istotność
Źródło utrzymania/niezarobkowe				
praca najemna	-0,071	0,131	0,370	0,006
praca na własny rachunek	-0,013	0,846	-0,836	0,000
rolnictwo	0,152	0,042	-1,083	0,002
kapitał	2,398	0,000	-17,379	0,999
nieruchomość	-20,425	0,998	0,130	0,839
emerytura	0,011	0,836	0,205	0,182
renta	-0,331	0,000	-0,374	0,101
Płeć/kobieta	0,079	0,006	-0,271	0,000
Wiek	0,003	0,010		
Stan cywilny/rozwódziony, rozwiedziona, w separacji				
wolny	0,010	0,828		
związek	-0,158	0,010		
wdowieństwo	-0,221	0,000		
Wykształcenie/brak lub niepełne podstawowe				
podstawowe/gimnazjalne	0,105	0,352		
zasadnicze zawodowe	0,239	0,025		
średnie	0,263	0,013		
pomaturalne/policealne	0,367	0,002		
licencjackie/inżynierskie	0,184	0,117		
magisterskie	0,359	0,001		
stopień naukowy	-0,578	0,034		
Aktywność zawodowa /bierny				
pracujący	0,175	0,000		
bezrobotny	-0,283	0,000		

Predyktor/kategoria odniesienia	Odmowa		Brak kontaktu	
	Współczynnik	Istotność	Współczynnik	Istotność
Klasa miejsca zamieszkania/gmina wiejska				
miasto do 10 tys.	-0,236	0,004	-0,233	0,426
miasto 10 tys.–19,9 tys.	0,309	0,000	0,048	0,809
miasto 20 tys.–49,9 tys.	0,373	0,000	1,252	0,000
miasto 50 tys.–99,9 tys.	0,299	0,000	1,521	0,000
miasto 100 tys.–199,9 tys.	0,430	0,000	1,307	0,000
miasto 200 tys.–499,9 tys.	1,109	0,000	1,450	0,000
miasto 500 tys.–999,9 tys.	0,965	0,000	0,157	0,613
Warszawa	0,952	0,000	2,707	0,000
Liczba osób w gospodarstwie domowym	0,084	0,000	0,167	0,000
Stała	-2,211	0,000	-4,816	0,000

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych UDE.

Wyniki oszacowań wskazują, że kombinacja cech składających się na kategorie referencyjne ogranicza ryzyko braku kontaktu. Dla tej grupy ryzyko braku kontaktu było niższe średnio o 47% względem pozostałych gospodarstw. Ponadto odnotowano, że ryzyko braku kontaktu wzrasta wraz z wiekiem głowy gospodarstwa domowego, a w przypadku gdy głową gospodarstwa domowego jest mężczyzna brak kontaktu staje się bardziej prawdopodobny przy kontrolowanym wpływie pozostałych cech. W porównaniu z grupą referencyjną, funkcjonowanie w związkach oraz wdowieństwo zmniejsza ryzyko braku kontaktu, podobnie posiadanie stopni naukowych. Dla wszystkich pozostałych poziomów wykształcenia, ryzyko braku kontaktu jest wyższe w porównaniu z grupą referencyjną. Najwyższym ryzykiem braku kontaktu względem grupy referencyjnej charakteryzują się gospodarstwa, których głowa legitymuje się wykształceniem pomaturalnym/policealnym lub ma ukończone studia magisterskie. W porównaniu z grupą referencyjną, status pracującego zwiększa ryzyko braku kontaktu, natomiast status bezrobotnego ryzyko to zmniejsza. W porównaniu z grupą referencyjną, im większy ośrodek miejski tym ryzyko braku kontaktu jest wyższe. Najłatwiej nawiązać kontakt w małych miejscowościach, a najtrudniej w dużych miastach. Z kolei jeśli źródłem utrzymania był kapitał, rolnictwo lub emerytura to ryzyko braku kontaktu było wyższe porównaniu z grupą referencyjną, zaś niższe w przypadku pracy lub renty. Stymulantą ryzyka braku kontaktu okazała się również wielkość gospodarstwa domowego – im większe gospodarstwo domowe tym ryzyko to było wyższe. W przypadku uwarunkowań odmowy udziału w badaniu spośród

rozważanych cech głowy i gospodarstwa domowego istotnie statystycznie okazały się jedynie płeć, miejsce zamieszkania, główne źródło utrzymania oraz wielkość gospodarstwa domowego. Wyniki oszacowań wskazują, że kombinacja cech składających się na kategorie referencyjne sprzyja realizacji wywiadu. W takiej grupie gospodarstw ryzyko odmowy przy nawiązaniu kontaktu jest dwukrotnie mniejsze względem pozostałych gospodarstw domowych. Ponadto odnotowano, że w przypadku, gdy głową gospodarstwa domowego jest kobieta, odmowa udziału w badaniu staje się bardziej prawdopodobna. W porównaniu z grupą referencyjną, im większy ośrodek miejski tym ryzyko odmowy jest wyższe. Jeśli już kontakt zostaje nawiązany, to najłatwiej przeprowadzić wywiad na terenach wiejskich, najtrudniej zaś w mniejszych, ale nie najmniejszych miejscowościach. W porównaniu z grupą referencyjną, jeśli źródłem utrzymania jest praca na własny rachunek lub rolnictwo, tym ryzyko odmowy jest niższe, zaś wyższe w przypadku pracy najemnej. Jedynie te trzy źródła utrzymania istotnie zmieniały ryzyko odmowy względem grupy referencyjnej. Również w przypadku ryzyka odmowy, wielkość gospodarstwa domowego okazała się stymulantą.

6. DYSKUSJA

Uzyskane wyniki bazują na założeniu o analogii między jednostkami, z którymi w ogóle nie nawiązano współpracy w kolejnych próbach i jednostkami, z którymi tę współpracę nawiązano dopiero w wyniku wielokrotnych wizyt. Pozwala to nie tylko rozszerzyć wiedzę o pochodzeniu braków odpowiedzi, ale również identyfikować segmenty respondentów wymagające większych wysiłków w zakresie perswazyjności i budowania pozytywnego nastawienia do badania. Wykazano, że istnieje związek między cechami społeczno-ekonomicznymi badanych gospodarstw i ich dostępnością oraz ich gotowością do współpracy. Powyższe wyniki wskazują bowiem, że obie składowe braku odpowiedzi, czyli brak kontaktu oraz odmowa, mają swoje uwarunkowania. Brak kontaktu jest powiązany z cechami gospodarstw domowych określających ich status społeczno-ekonomiczny. Należą do nich płeć i wiek, stan cywilny, poziom wykształcenia status na rynku pracy głowy gospodarstwa domowego oraz miejsce zamieszkania, wielkość gospodarstwa domowego, a także główne źródło utrzymania. Z kolei odmowa udziału w badaniu jest powiązana z cechami gospodarstw domowych określających ich środowisko. Należą do nich miejsce zamieszkania, wielkość gospodarstwa domowego i główne źródło utrzymania. Ponadto, jeśli brak dostępności i brak gotowości współpracy posiadają wspólne istotne predyktory, to ich poszczególne kategorie wywołują odmienne efekty.

Analiza czynników leżących po stronie jednostek populacji, które determinują brak kontaktu oraz brak współpracy, wykazała zatem, że reguły uczestnictwa w badaniu różnicują się w podpopulacjach badanych gospodarstw domowych wyznaczonych przez konfigurację tych czynników. Natomiast odmiennosć uwarunkowań dostępności i gotowości współpracy dowodzi, iż stanowią one odrębne wymiary, charakteryzujące

odrębne własności badanych jednostek. Mają one charakter ukryty, a obserwowane są jedynie ich efekty w postaci konkretnych zachowań respondentów przy nawiązaniu kontaktu oraz przy próbie podejmowania współpracy. W tym sensie mogą być rozważane jako zmienne opisujące wymiary w przestrzeni postaw, na których lokują się respondenci w zależności od ich natężenia. Celem przeprowadzonej analizy było rozpoznanie uwarunkowań każdej z nich, a wyniki potwierdziły ich odrębność.

Ujawniono również efekt związane z warunkami realizacji badania w terenie. Model hybrydowy pozwolił ujawnić efekty interakcji między lokalizacją gospodarstwa domowego a sposobem prowadzenia badania w terenie na kształtowanie prawdopodobieństwa braku odpowiedzi, co wskazuje, że różnicowanie zasad realizacji badań w terenie może poprawić ich efektywności.

LITERATURA

- Brehm J., (1993), *The Phantom Respondents: Opinion Surveys and Political Representation*, Ann Arbor, University of Michigan Press.
- De Heer W., (1999), International Response Trends, Results of International Survey, *Journal of Official Statistics*, 15 (2), 129–142.
- Dillman D. A., (2000), *Mail and Internet Surveys: The Tailored Design Method*, 2nd edition, New York, Wiley.
- Goyder J., (1987), Surveys on Surveys: Limitation and Potentialities, *Public Opinion Quarterly*, 50, 27–41.
- Groves R. M., (2006), Nonresponse Rates on Nonresponse Bias In Household Surveys, *Public Opinion Quarterly*, 70, 646–675.
- Groves R. M., Couper M. P., (1998), *Noresponse in Household Interview Surveys*, New York, Wiley.
- Groves R. M., Singer E., Corning A., (2000), Leverage-Saliency Theory of Survey Participation. Description and Illustration, *Public Opinion Quarterly*, 64, 299–308.
- Lin I-F., Schaeffer N. C., (1995), Using Survey Participants to Estimate the Impact of Nonparticipation, *Public Opinion Quarterly*, 59, 236–258.
- Lynn P., (2002), PEDAKSOIS: Methodology for Collecting Data about Survey Non-respondents, *Working Papers of the Institute for Social and Economic Research*, paper 2002-05, Colchester: University of Essex, www.iser.essex.ac.uk/pubs/workpaps/isr/2002-05.pdf
- Martin J., Matheson J., (1999), Responses to Declining Response Rate on Government Surveys, *Survey Methodology Bulletin*, 45, 33–37.
- Paradysz J., Szymkowiak M., (2007), Imputacja i kalibracja jako remedium na braki odpowiedzi w badaniu budżetów gospodarstw domowych, *Taksonomia*, 14, *Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, 74–81.
- Piasecki T., (2014), Metody imputacji w badaniach gospodarstw domowych, *Wiadomości Statystyczne*, 9, 1–20.
- Rószkiewicz M., (2015), Milcząca większość. Uwarunkowania poziomu wskaźnika braku odpowiedzi w środowisku gospodarstw domowych w Polsce w 2013 r. Próba diagnozy, *PN Taksonomia*, 24, *Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*.
- Schnell R., (1997), Nonresponse in Bevölkerungsumfragen, Opladen (Leske + Budrich).
- Steeh Ch., Kirgies N., Cannon B., De Witt J., (2001), Are They Really as Bad as They Seem? Nonresponse Rate at the End of Twentieth Century, *Journal of Official Statistics*, 17 (2), 227–247.
- Stinchcombe A. L., Jones C., Sheatsley P., (1981), Nonresponse Bias for Attitude Questions, *Public Opinion Quarterly*, 45, 359–375.
- Stoop I. A. L., (2005), *The Hunt for the Last Respondent. Nonresponse in Sample Surveys*, Social and Cultural Planning Office of the Netherlands, The Hague.

- Sztompka P., (1999), Stawianie się społeczeństwa: pomiędzy strukturą a zmianą, w: Kurczewska J., (red.), *Zmiana społeczna*, 39–54.
- Żyra M., Warno K., (2013), Braki odpowiedzi w badaniach gospodarstw domowych w Polsce, http://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/lodz/ASSETS_Konferencja_MRS_2013_Zyra_M_Warno_K_Braki_odpowiedzi_w_badaniach_gospodarstw_domowych_w_Polsce.pdf

IDENTYFIKACJA DETERMINANT BRAKU ODPOWIEDZI W BADANIU POLSKICH GOSPODARSTW DOMOWYCH

Streszczenie

W artykule podjęto próbę identyfikacji czynników mających wpływ na poziom wskaźnika braku odpowiedzi w badaniu polskich gospodarstw domowych zrealizowanym w 2013 r. w ramach projektu Uwarunkowania Decyzji Edukacyjnych. Podstawą analizy były wyniki historii kontaktów z wylosowanymi jednostkami oraz wyniki zrealizowanych wywiadów. Odrębnie przeanalizowano uwarunkowania braku kontaktu oraz odmowy odpowiedzi. W identyfikacji czynników związanych z warunkami realizacji badania istotnie wpływających na prawdopodobieństwo braku odpowiedzi wykorzystano model hybrydowy łączący wielomianowy model regresji logistycznej oraz procedurę drzewa klasyfikacyjnego. Model regresji logistycznej wykorzystano również do identyfikacji cech gospodarstw domowych wpływających na brak odpowiedzi. Wyniki wskazały, że brak kontaktu i brak odpowiedzi stanowią odrębne wymiary, na których lokują się jednostki wybrane do badania, a reguły uczestnictwa w badaniu różnicują się względem cech społeczno-demograficznych. Skuteczna organizacja procesu badawczego powinna uwzględniać zarówno zróżnicowanie regionalne w dostępności i gotowości współpracy jak również w preferencjach respondentów względem sposobu nawiązywania kontaktów.

Słowa kluczowe: wskaźnik braku odpowiedzi, błąd braku reakcji, błąd braku realizacji, model regresji logistycznej, procedura drzewa klasyfikacyjnego, model hybrydowy

AN ATTEMPT TO DIAGNOSE DETERMINANTS OF NON-RESPONSE RATE IN POLISH HOUSEHOLDS SURVEYS

Abstract

Article focuses on the identification of factors affecting the non-response in Polish household surveys. The analyse uses data from the survey realized on a random sample of Polish households in 2013 in project Determinant of Educational Decisions. Logistic regression model and classification tree procedure and hybridization of this approach was used to identify factor affecting probability of non-responses. Noncontact and noncooperation in the study was considered separately. Results confirmed that noncontact and noncooperation are two entirely different processes and rules for participation in the study significantly differentiate into subpopulations of Polish households varied by socio-economic features. Efficient organization of the research process should take into account both regional differences in the availability and willingness of cooperation as well as the respondents' preferences in regarding the way in making contacts.

Keywords: no-response rate, noncontact, noncooperation, logistic regression, classification tree procedure, hybrid model

DOMINIKA BOGUSZ¹, MARIUSZ GÓRAJSKI², MAGDALENA ULRICH³SZTYWNA VS. ELASTYCZNA STRATEGIA
BEZPOŚREDNIEGO CELU INFLACYJNEGO
W MODELU OPTYMALNEJ POLITYKI PIENIĘŻNEJ DLA POLSKI⁴

1. WSTĘP

Możliwość wyboru i oceny skuteczności reguł polityki monetarnej pozwala bankowi centralnemu tak kształtować instrumenty tej polityki, aby zapewnić stabilizację cen w gospodarce. Jednocześnie jest interesujące, na ile pomocne jest włączenie do celów banku, poza stabilizacją cen, pewnych miar aktywności gospodarczej – np. luki produkcyjnej oraz uwzględnienie strategii wygładzania stóp procentowych.

Reguły polityki monetarnej podzielone są na dwie główne kategorie – tj. reguły odnoszące się do instrumentów polityki oraz do jej celów. Pierwszą grupę stanowią reguły oparte o instrumenty polityki monetarnej. Najczęściej takim instrumentem jest krótkookresowa stopa procentowa. Przegląd literatury na temat reguł polityki można znaleźć np. w McCallum (1999), Svensson (1999), Woodford (2003). Badania empiryczne wskazują, iż reguły te często dobrze objaśniają zmiany stóp procentowych (por. np. Taylor, 1993; Taylor, 1999; Clarida i inni, 1998; Clarida i inni, 2000; Mehra, 1999; Judd, Rudebusch, 1998), jednak nie zawsze dają precyzyjną odpowiedź na jakim poziomie należy ustalić stopy referencyjne (por. Sławiński, 2011).

Najczęściej stosowaną we współczesnych badaniach empirycznych regułą objaśniającą kształtowanie się stopy procentowej banku centralnego jest reguła oparta na równaniu Taylora (Taylor, 1993). Zgodnie z tym równaniem stopa procentowa liniowo reaguje na lukę produkcyjną i odchylenia inflacji od pożądanego celu infla-

¹ Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno Socjologiczny, Katedra Ekonometrii, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43, 90-214 Łódź, Polska.

² Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno Socjologiczny, Katedra Ekonometrii, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43, 90-214 Łódź, Polska, autor prowadzący korespondencję – e-mail: mariuszg@math.uni.lodz.pl.

³ Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno Socjologiczny, Katedra Ekonometrii, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43, 90-214 Łódź, Polska.

⁴ Autorzy składają serdeczne podziękowania za cenne komentarze na etapie powstawania niniejszej pracy. Chcielibyśmy podziękować Recenzentom, uczestnikom seminarium Instytutu Ekonomicznego NBP, współpracownikom z Katedry Ekonometrii UŁ, w szczególności prof. W. Milo, prof. J.J. Sztandyrgerowi, prof. P. Wdowińskiemu, dr. P. Baranowskiemu, dr. G. Szafrąnskiemu oraz uczestnikom konferencji Forecasting Financial Markets and Economic Decision-Making Conference (maj 2014).

cyjnego. Dla Polski szacunki reguł typu Taylora przedstawione są, m.in. w: Urbańska (2002), Baranowski (2011), Baranowski (2014). Wyniki te pokazują, że polskie władze monetarne nie reagują na lukę produkcyjną, silnie reagują na inflację i przywiązują wysoką wagę do wygładzania stóp procentowych. W artykułach, m.in. Ball (1999), Orphanides, Wilcox (2002), Rotemberg, Woodford (1998), Woodford (1999), autorzy pokazali pewne empiryczne przykłady reguł stóp procentowych i porównali je z zachowaniem optymalizującego banku centralnego. Svensson (2000) podkreśla, iż reguł typu Taylora nie można uznać za efektywne reguły polityki pieniężnej, ponieważ poza poziomem inflacji i luki nie uwzględniają innych zmiennych.

W tej pracy analizowany jest drugi rodzaj strategii polityki monetarnej czyli tzw. reguły celu lub równoważnie optymalne reguły polityki monetarnej. Oparte są one o zmienne celu i ich pożądane poziomy, które występują w ustalonej przez bank funkcji straty. Wyznaczenie optymalnej reguły polityki pieniężnej polega na rozwiązaniu zadania minimalizacji oczekiwanej straty po wszystkich możliwych ścieżkach zmiennej sterującej (którą w tym badaniu jest stopa referencyjna NBP) oraz przy ograniczeniach zadanych przez dynamikę zmiennych opisujących stan gospodarki.

W modelach optymalnej polityki pieniężnej (np. Batini, Haldane, 1999; Rudebusch, Svensson, 1999; McCallum, Nelson, 2000; Sack, 2000; Svensson, 2000; Polito, Wickens, 2012; Milo i inni, 2013; Bogusz i inni, 2015) główny cel banku centralnego jest uwzględniony poprzez zapisanie funkcji straty jako średniej ważonej z kwadratów odchyłeń poziomu inflacji od celu inflacyjnego oraz luki produkcyjnej od zera. Modele tego typu pozwalają na określenie optymalnych poziomów stóp procentowych i są często stosowane w badaniach empirycznych. W Gali (2009), Rotemberg, Woodford (1998), Woodford (2003) autorzy wskazują, że ten typ funkcji celu można otrzymać z mikropodstaw.

W niniejszej pracy, na podstawie modelu opisującego gospodarkę Polski, zaprezentowane zostały wyniki analiz dwóch odmian strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Według pierwszej bank centralny realizuje sztywny, według drugiej elastyczny bezpośredni cel inflacyjny (por. Svensson, 1999; Przybylska-Kapuścińska, 2006). Strategia sztywnego bezpośredniego celu inflacyjnego (ang. *strict inflation targeting*, dalej krótko *SIT*) polega na ścisłym realizowaniu celu inflacyjnego, zatem optymalizujący bank centralny w swojej funkcji celu uwzględnia jedynie odchylenia inflacji od celu inflacyjnego. Strategia elastycznego bezpośredniego celu inflacyjnego (ang. *flexible inflation targeting*, dalej krótko *FIT*) realizowana jest poprzez minimalizację zarówno wahań przyrostów cen jak i luki produkcyjnej. Zatem dopuszcza ona szerszy przedział odchyłeń inflacji od ustalonego celu.

W tym artykule rozwinięto i poszerzono wstępne wyniki z pracy Bogusz i inni (2015), wprowadzając inny instrument polityki pieniężnej, zakładając prostszą dynamikę zmiennych makroekonomicznych, dodając procedurę dyskontowania celów w funkcji straty banków optymalizujących oraz analizując kilka różnych wariantów strategii *FIT* oraz *SIT*. Rozszerzenia te doprowadziły do uzyskania zgodnych z intuicją

ekonomiczną rezultatów dotyczących mniejszych odległości inflacji od jej celu dla strategii *SIT*.

Reguły celu wyznaczone są najczęściej w modelach z nieskończonym horyzontem czasowym, liniową dynamiką gospodarki i kwadratową funkcją straty (por. Svensson, 1999; Rudebusch, Svensson, 1999; Woodford, 2003). Przyjęcie nieskończonego horyzontu czasowego wydaje się być jednak zbyt silnym założeniem. Należy podkreślić, że cele inflacyjne ogłaszane są z reguły średnio-terminowo, na okres od roku do kilku lat, co pozwala podmiotom gospodarczym lepiej planować przyszłe działania por. Przybylska-Kapuścińska (2006). Stąd założenie o nieskończonym horyzoncie decyzyjnym nie jest spójne z krótkookresowym oddziaływaniem polityki pieniężnej na sferę realną gospodarki. Ponadto, uwzględnienie skończonego horyzontu decyzyjnego wydaje się szczególnie ważne dla prowadzenia polityki mającej na celu spełnienie kryteriów konwergencji gospodarczej w Europie. Banki centralne krajów spoza strefy euro będą dążyć do spełnienia tych kryteriów w skończonym horyzoncie czasowym. Dlatego też, w niniejszym opracowaniu rozważono optymalne modele polityki monetarnej ze skończonym horyzontem decyzyjnym. Pozwoliło to, w szczególności, na zbadanie w jaki sposób horyzont podejmowanych decyzji wpływa na te decyzje. Dla takich modeli przy użyciu teorii sterowania optymalnego dla problemów liniowo-kwadratowych (por. Whittle, 1996; Zabczyk, 1996) uzyskano niejednorodne w czasie strategie polityki pieniężnej.

Praca składa się ze wstępu, czterech części oraz podsumowania. W następnym punkcie przedstawiono empiryczny model transmisji monetarnej. W części 3 zdefiniowano optymalizujące banki centralne, realizujące odpowiednio strategię *SIT* oraz *FIT*. Ostatnie dwie sekcje pracy zawierają wyniki symulacji przeprowadzonych na modelach optymalnych, w szczególności rozwiązania dla rozważanych strategii banku centralnego oraz funkcje odpowiedzi na impulsy egzogeniczne dla różnych horyzontów decyzyjnych. Ponadto porównano długości horyzontów stabilizujących inflację.

2. MODEL TRANSMISJI MONETARNEJ

Powszechnym podejściem do opisu polityki pieniężnej jest empiryczne modelowanie mechanizmu transmisji monetarnej, w ramach którego uwzględnia się wpływ polityki pieniężnej banku centralnego na inflację i gospodarkę realną, m.in. poprzez kanał stóp procentowych, oczekiwań inflacyjnych oraz kursu walutowego. Modele tego typu są powszechnie stosowane przez banki centralne (w Polsce patrz na przykład: Postek, 2011; Brzoza-Brzezina, 2011; Kłos i inni, 2004; Demchuk i inni, 2012; Kapuściński i inni, 2014). Szeroki przegląd badań dla gospodarek centralnej i wschodniej Europy zamieszcza Egert, MacDonald (2009).

Działanie kanałów mechanizmu transmisji monetarnej zostało ocenione, podobnie jak w Kapuściński i inni (2014), Polito, Wickens (2012), Sack (2000), na podstawie strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR) zdefiniowanego dla poziomów

zmiennych endogenicznych nieopóźnionych i opóźnionych oraz zmiennych egzogenicznych.

Przy konstrukcji modelu przyjęto założenie, iż reguła polityki pieniężnej uwzględnia najważniejsze zmienne makroekonomiczne⁵, tj. – odchylenie inflacji od celu inflacyjnego oraz lukę produkcyjną (reprezentującą wahania koniunkturalne), jak również pozwala na uwzględnienie procesu wygładzania stóp procentowych (por. Sack, Wieland, 2000). Ponieważ analizowana gospodarka jest gospodarką otwartą uwzględniono również wahania kursu walutowego. W celu wyeliminowania zagadki cenowej⁶ do modelu włączono egzogeniczne ceny ropy naftowej. Przyjęto, iż jedynym instrumentem banku centralnego jest stopa referencyjna⁷ *RREF* określająca rentowność bonów pieniężnych.

Podsumowując, model transmisji monetarnej ma postać wektorowej autoregresji ze zmienną egzogeniczną:

$$\begin{cases} y_t = c_1 + A_1 y_{t-1} + B_1 i_{t-1} + \sum_{j=0}^1 C_j oil_{t-j} + \Xi_t^e & t = 1, 2, \dots, T, \\ i_t = c_2 + D_1 y_{t-1} + E_1 i_{t-1} + \sum_{j=0}^1 F_j oil_{t-j} + \varepsilon_t^i & t = 0, 1, 2, \dots, T-1, \end{cases} \quad (1)$$

y_0, i_0 są dane.

Wyróżniamy w nim wektor zmiennych stanu $y_t = [x_t, \pi_t, q_t]'$ – opisujący podstawowe wielkości makroekonomiczne w gospodarce oraz zmienną egzogeniczną oil_t – log-odchylenia ceny ropy naftowej od długookresowego trendu. Zmienna x_t opisuje lukę produkcyjną (*OutputGap*) i wyrażona jest jako procentowa różnica pomiędzy produkcją faktyczną a jej długookresowym trendem⁸. Zmienna π_t jest odchyleniem inflacji (*CPI*) od celu inflacyjnego, natomiast zmienna q_t opisuje odchylenie realnego efektywnego kursu walutowego (*REER*) od jego długookresowego trendu. Jedynym instrumentem polityki pieniężnej (zmienną sterującą i_t) jest log-odchylenie stopy procentowej (*RREF*) od jej długookresowego trendu. Ponadto $c_1, c_2, A_1, B_1, C_1, D_1, E_1, F_1$

⁵ W modelu uwzględniono następujące zmienne: *CPI* – wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych, analogiczny okres roku poprzedniego = 100, źródło: www.stat.gov.pl; cel inflacyjny NBP zgodnie z „Strategią polityki pieniężnej”, www.nbp.pl; *OutputGap* – procentowa różnica pomiędzy PKB (ceny stałe przy roku odniesienia 2010, obl. własne na podstawie danych GUS) a jego długookresowym trendem wyznaczonym za pomocą filtru HP; *REER* – realny efektywny kurs walutowy, źródło: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>; *RREF* – średnia w kwartale z jednomiesięcznej stopy referencyjnej, źródło: www.nbp.pl; *OILR* – cena ropy Brent, PLN/baryłka, źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP, GUS oraz IMF <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

⁶ Zagadka cenowa polega na niezgodnym z intuicją ekonomiczną wzroście cen bezpośrednio po zacieśnieniu polityki pieniężnej por. Sims (1992).

⁷ Podjęto również próbę uwzględnienia stawki referencyjnej POLONIA jako instrumentu polityki pieniężnej, jednak ze względu na zbyt krótki szereg czasowy dla tej zmiennej precyzja szacunków okazała się zbyt mała.

⁸ Długookresowy trend jest często utożsamiany z produkcją potencjalną. Należy pamiętać, iż produkcja potencjalna nie jest bezpośrednio obserwowalna, o jej szacowaniu piszą m.in. Gibbs (1995), De Masi (1997).

dla $l = 0, 1$ są macierzami parametrów, $\Xi_t^e = [\xi_t^x, \xi_t^\pi, \xi_t^q]'$, dla $t = 1, \dots, T$ są wektorami szoków, ε_t^i jest fundamentalnym szokiem polityki pieniężnej.

Parametry modelu oszacowano na polskich danych kwartalnych obejmujących lata 2000–2014. Najlepsze wyniki uzyskano dla modelu VAR(1) z bieżącą oraz opóźnioną o jeden kwartał egzogeniczną ceną ropy naftowej. Opóźnienie modelu oparto na kryteriach informacyjnych Schwarza oraz Hannan-Quina, które przyjmują wartość najmniejszą przy rzędzie opóźnień wynoszącym jeden. Prezentowany model VAR jest modelem stabilnym spełniającym założenie o łącznej stacjonarności. Reszty modelu charakteryzują się normalnością rozkładu (łączna wartość statystyki testu Jarque-Bera wynosi 8,92 z empirycznym poziomem istotności $p.\text{ist.} = 0,35$), brakiem autokorelacji (empiryczny poziom istotności dla testu mnożników Lagrange'a dla hipotezy zerowej o braku autokorelacji do rzędu 8 wynosi $p.\text{ist.} = 0,81$) oraz brakiem heteroskedastyczności reszt (empiryczny poziom istotności w teście White'a wynosi $p.\text{ist.} = 0,26$).

W celu identyfikacji modelu VAR przyjęto, że szoki polegające na odejściu od reguły monetarnej ε_t^i nie mają jednoczesnego wpływu na zmienne stanu y_t . Gospodarka z założenia reaguje z jednokwartalnym opóźnieniem na zmiany stopy procentowej. Ponadto zaburzenia płynące ze zmiennych makroekonomicznych Ξ_t^e mają natychmiastowy wpływ na zmiany w poziomie instrumentu polityki monetarnej i_t . Powyższa struktura szoków jest zgodna z opóźnionym mechanizmem transmisji opisanym, m.in. w Bernanke, Blinder (1992) oraz Sack (2000).

3. OPTYMALIZUJĄCE BANKI CENTRALNE

Optymalna polityka pieniężna zostanie określona poprzez zastąpienie empirycznej ścieżki reguł polityki monetarnej optymalnymi strategiami.

Rozważmy optymalne banki centralne, które realizują swój cel jakim jest nie tylko zapewnienie stabilności cen ale również stabilizacja luki produkcyjnej. Stąd założymy, że kierują się one kwadratową międzyokresową funkcją straty L , która jest zmienną losową postaci:

$$L = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^T \gamma^t (\lambda x_t^2 + \pi_t^2 + \rho q_t^2) + \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{T-1} \gamma^t v i_t^2, \quad (2)$$

gdzie $\gamma > 0$ jest współczynnikiem dyskonta banku centralnego, $\lambda > 0$ oraz $v > 0$ są relatywnymi wagami luki produkcyjnej oraz zmienności stopy referencyjnej względem jednostkowego udziału odchylen inflacji od celu inflacyjnego, T jest skończonym horyzontem decyzyjnym. Wyznaczenie optymalnych reguł polityki pieniężnej polega na minimalizacji oczekiwanej funkcji straty $\mathbb{E}L$ przy warunku

$$y_t = c_1 + A_1 y_{t-1} + B_1 i_{t-1} + \sum_{j=0}^1 C_j \text{oil}_{t-j} + \Xi_t^e, \quad (3)$$

dla $t = 1, 2, \dots, T$. Zmienne występujące w funkcji straty L ze znaczącą wagą nazywać będziemy zmiennymi celu dla banku centralnego⁹. Przyjmuje się, że bank centralny realizuje sztywny bezpośredni cel inflacyjny (*SIT*), gdy wagi λ , ν , ρ są nie większe niż 0,01 (por. Svensson, 1999; Polito, Wickens, 2012). W przypadku, gdy parametr λ w funkcji straty jest większy niż 0,01 to realizowana jest elastyczna polityka bezpośredniego celu inflacyjnego (*FIT*). W cytowanej powyżej literaturze przyjmuje się, że parametr λ należy do przedziału $[0;5)$. W niniejszym badaniu przyjęto, że $\lambda = 2$. Jednakże, rozważane były również modele z $\lambda \in \{1, 2, 3, 4, 5\}$, uzyskane wyniki dotyczące porównania strategii *SIT* i *FIT* są odporne na zmiany udziału luki popytowej w funkcji celu.

Banki optymalne poza ustalaniem wag w swojej funkcji straty decydują również o długości horyzontu decyzyjnego T w jakim chcą osiągnąć zamierzony cel. Założenie to prowadzi do powstania heterogenicznych w czasie optymalnych reguł polityki pieniężnej:

$$i_t^* = P_{t|T} \gamma_t^* + p_{t|T}, \quad (4)$$

gdzie $P_{t|T} = -\gamma \nu^{-1} B_1' (\Pi_{t+1|T}^{-1} + B_1' \nu^{-1} B_1)^{-1} A_1$,

$$p_{t|T} = \gamma \nu^{-1} B_1' (\Pi_{t+1|T}^{-1} + B_1' \nu^{-1} B_1)^{-1} (d_t + \Pi_{t+1|T}^{-1} p_{t+1|T}), \quad p_{T|T} = 0,$$

dla $t = 0, 1, \dots, T-1$, gdzie $d_t = c_1 + \sum_{j=0}^1 C_j oil_{t-j}$ oraz macierze Π_t są ciągami macierzy Riccatiego spełniającymi równania:

$$\Pi_{t|T} = \gamma A_1' (\Pi_{t+1|T}^{-1} + B_1' \nu^{-1} B_1)^{-1} A_1 + Q, \quad \Pi_{T|T} = Q,$$

dla $t = 1, 2, \dots, T-1$, gdzie $Q = \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \end{bmatrix}$ jest macierzą wag stojących przy zmiennych

stanu w funkcji celu banku centralnego. Powyższe formuły wynikają z zasady programowania dynamicznego dla problemów liniowo-kwadratowych (por. Whittle, 1996; Zabczyk, 1996).

4. OPTIMALNE TRAJEKTORIE STRATEGII BEZPOŚREDNIEGO CELU INFLACYJNEGO

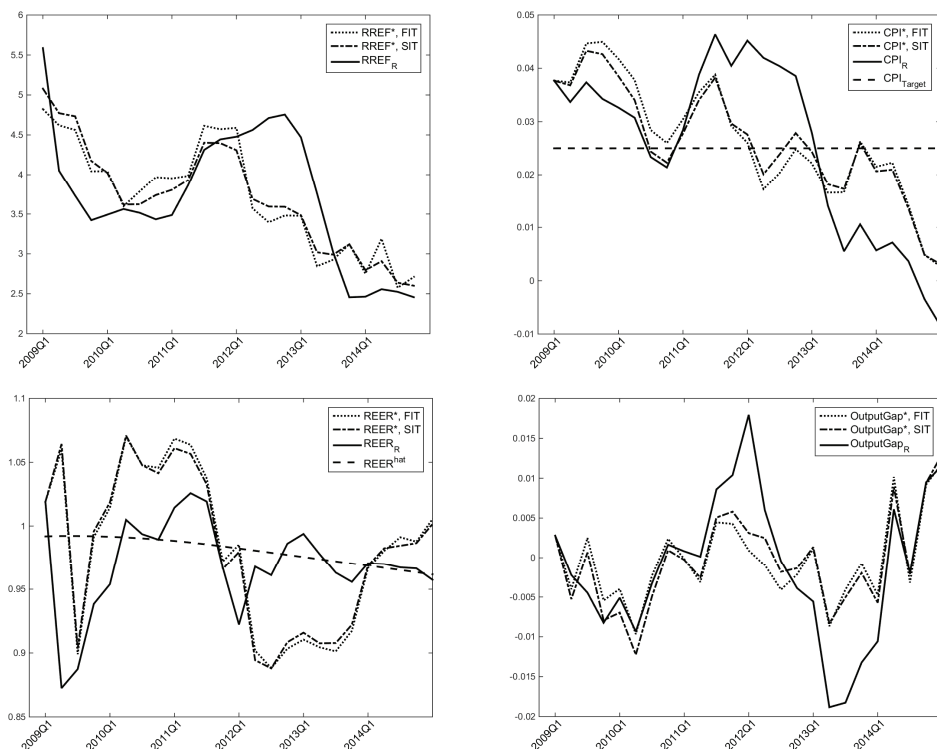
W tym rozdziale pokazano optymalne rozwiązania modelu (2)–(3) dla optymalizujących banków realizujących dwie odmiany strategii bezpośredniego celu inflacyjnego z następującymi wagami w funkcji straty: $\lambda = \rho = \nu = w$ dla strategii *SIT* oraz $\lambda = 2$,

⁹ Waga występująca w funkcji straty nie jest znacząca, jeśli jest nie większa od 0,01 – por. także Svensson (2000).

$\rho = v = w$ dla strategii *FIT*, gdzie $w \in \{0,01; 0,005; 0,001\}$ jest wagą w funkcji straty L stojącą przy zmiennych nie należących do celów banku centralnego.

Istnieje wiele sposobów na przeprowadzenie eksperymentów na modelu optymalnym. Mogą one uwzględniać reestymacje parametrów modelu w każdym okresie oraz wydzielone w procesie estymacji szoki. W dalszej analizie zrezygnowano z reestymacji parametrów modelu (3), jednak w każdym okresie uwzględniono wyestymowane szoki zmiennych endogenicznych oraz procedurę reoptymalizacji skracając horyzont decyzyjny o jeden kwartał.

Analiza optymalnych ścieżek zmiennych stanu i zmiennej sterującej została przeprowadzona dla lat 2009–2014. Na lewym górnym panelu rysunku 1¹⁰ przedstawiono optymalne stopy procentowe wraz z empiryczną stopą referencyjną dla banków realizujących strategię *SIT* oraz *FIT*. Na prawym górnym panelu znajdują się optymalne i empiryczne ścieżki *CPI*. Dynamika pozostałych zmiennych makroekonomicznych uwzględnionych w modelu przedstawiona została w drugim wierszu.



Rysunek 1. Optymalne rozwiązania dla banków *SIT* i *FIT* z $w = 0,005$.

Okres decyzyjny 1 kwartał 2009 r.–4 kwartał 2014 r.

Źródło: opracowanie własne.

¹⁰ Symbol * oznacza optymalne rozwiązania, subskrypt *R* – wartości empiryczne zmiennych, a 'hat' oznacza długookresowy trend bądź w przypadku *CPI* cel inflacyjny.

W tabelach 1 oraz 2 podano odpowiednio miary zmienności dla optymalnych oraz rzeczywistych poziomów zmiennych makroekonomicznych. Tabela 1 zawiera ponadto wyniki z modeli optymalnych z trzema różnymi wersjami strategii *FIT* oraz *SIT* różniącymi się wagą w równą 0,01; 0,005 oraz 0,001¹¹.

Analiza uzyskanych rozwiązań pozwala zauważyć, iż obie optymalne strategie bezpośredniego celu inflacyjnego (*FIT* oraz *SIT*) dają te same punkty zwrotne. Optymalne trajektorie CPI^* w modelach *SIT* i *FIT* są bliższe celowi inflacyjnemu w przeważającej liczbie okresów w porównaniu do empirycznej ścieżki *CPI*. Średnia odległość rzeczywistego *CPI* od celu wynosiła ok. 1,60 p.p. podczas, gdy dla wagi $w = 0,005$ optymalne strategie zbliżyły inflację do jej celu na odległość ok. 1,13 p.p. dla *FIT* oraz ok. 1,04 p.p. dla *SIT*. Ponadto, optymalne decyzje banku stosującego strategię *SIT* powodowały większe zbliżenie się inflacji do jej celu niż w przypadku banku stosującego strategię *FIT* w większości analizowanych okresów. We wszystkich modelach optymalnych strategia *SIT* średnio lepiej realizuje cel inflacyjny od reguły *FIT*. Ponadto wraz ze spadkiem wagi w w funkcji straty banków optymalizujących odległości CPI^* od celu inflacyjnego maleje.

Dla wag $w \in \{0,01; 0,005\}$ optymalne stopy procentowe mają mniejszą zmienność od zmiennych rzeczywistych. Natomiast dla najmniejszego udziału stopy procentowej i kursu walutowego $w = 0,001$ w funkcji straty dla strategii *SIT* otrzymano większą zmienność $RREF^*$. Dla obu analizowanych optymalnych strategii w modelu z $w = 0,005$ w około 16 kwartałach $RREF^*$ przewyższa poziom empiryczny, natomiast $RREF^*$ jest niższa od wartości rzeczywistych od 2 kwartału 2012 r. do 3 kwartału 2013 r. W okresie od 3 kwartału 2010 r. do 1 kwartału 2012 r. bardziej agresywna jest strategia dla modelu z elastyczną strategią celu inflacyjnego (*FIT*) niż wyznaczona zgodnie ze strategią *SIT*. Ponadto dla wagi $w = 0,001$ w funkcji straty zmienność optymalnych stóp procentowych $RREF^*$ jest większa dla strategii *FIT* niż dla *SIT*. Jest to wynik zgodny z intuicją ekonomiczną.

Średnie wahania realnego kursu walutowego $REER$ są większe w modelach z optymalnymi strategiami bezpośredniego celu inflacyjnego oraz nie ulegają one znaczącym zmianom pod wpływem zmian wagi w . Stosowanie optymalnych strategii spowodowałoby aprecjację kursu walutowego w latach 2009–2012 oraz od 1 kwartału 2014 r. w porównaniu do jego rzeczywistego poziomu w tych okresach.

Optymalne strategie polityki pieniężnej w 8 kwartałach powodują większą stabilizację sfery realnej gospodarki (utożsamianej ze zmienną *OutputGap*) niż jej obserwowane wahania, przy czym w 15 kwartałach luka produkcyjna dla modelu *FIT* jest mniejsza (co do wartości bezwzględnej) od tej uzyskanej dla modelu *SIT*. Tabela 2 pokazuje, że bank ze strategią *FIT*, zgodnie z założeniami, średnio najbardziej zmniejsza odległość produkcji od jej potencjalnych poziomów. Strategie optymalne pozwalały

¹¹ Przyjęcie zerowych wartości dla wagi w w funkcji straty banku centralnego przy zmiennych niebędących celami banku, tj. dla zmian stóp procentowych i_t i wahań kursu walutowego q_t , prowadzi to uzyskania nierealistycznych, bardzo agresywnych strategii stóp procentowych.

uzyskać średnie wahania luki produkcyjnej między 0,51 a 0,77 p.p., podczas gdy jej rzeczywiste wahania wynosiły 0,91 p.p.

Tabela 1.

Miary zmienności dla trajektorii optymalnych, wartość funkcji straty dla danych historycznych L_R ,
wartość funkcji straty dla modeli optymalnych L^*

Miary zmienności	$w = 0,01$		$w = 0,005$		$w = 0,001$	
	FIT	SIT	FIT	SIT	FIT	SIT
$\sqrt{L_R}$	0,1329	0,1165	0,1187	0,0999	0,1059	0,0843
$\sqrt{L^*}$	0,0838	0,0712	0,0785	0,0636	0,0717	0,0509
$\sqrt{\frac{\sum (CPI^* - \hat{CPI})^2}{T}}$	0,0119	0,0115	0,0113	0,0104	0,0104	0,0086
$\sqrt{\frac{\sum (RREF^* - \hat{RREF})^2}{T}}$	0,2875	0,2476	0,378	0,3602	0,6024	0,7083
$\sqrt{\frac{\sum (OutputGap^*)^2}{T}}$	0,0051	0,0054	0,0053	0,0059	0,0059	0,0077
$\sqrt{\frac{\sum (REER^* - \hat{REER})^2}{T}}$	0,0578	0,0568	0,0575	0,0556	0,0575	0,0541

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2.

Miary zmienności dla trajektorii rzeczywistych

$\sqrt{\frac{\sum (CPI_R - \hat{CPI})^2}{T}}$	0,016
$\sqrt{\frac{\sum (RREF_R - \hat{RREF})^2}{T}}$	0,6557
$\sqrt{\frac{\sum (OutputGap_R)^2}{T}}$	0,0091
$\sqrt{\frac{\sum (REER^* - \hat{REER})^2}{T}}$	0,0395

Źródło: opracowanie własne.

5. FUNKCJE ODPOWIEDZI NA IMPULSY DLA OPTYMALIZUJĄCYCH BANKÓW CENTRALNYCH

W celu identyfikacji szoków makroekonomicznych w modelu oraz w optymalnych modelach polityki monetarnej posłużono się następującą procedurą.

Rozważmy dekompozycję szoków Ξ_t^e postaci:

$$\Xi_t^e = B\varepsilon_t^e, \quad (6)$$

dla pewnej macierzy B takiej, że

$$BB^T = \hat{\Sigma} \quad (7)$$

oraz wektora szoków fundamentalnych $\varepsilon_t^e = [\varepsilon_t^x, \varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^q]'$ z jednostkową macierzą wariancji-kowariancji. Macierz $\hat{\Sigma}$ jest zgodnym oszacowaniem macierzy wariancji-kowariancji Σ wektora szoków makroekonomicznych $\Xi^e = [\xi^x, \xi^\pi, \xi^q]'$ uzyskanym w wyniku estymacji modelu (1)

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} 0,000044 & 0,000005 & -0,000006 \\ 0,000005 & 0,000040 & 0,000021 \\ -0,000006 & 0,000021 & 0,000880 \end{bmatrix}. \quad (8)$$

Do wyznaczenia macierzy B z równania (7) nałożono trzy jednoczesne restrykcje zerowe¹² na elementy macierzy B poza główną przekątną oraz nieujemne restrykcje na elementy diagonalne macierzy B, a następnie wybrano te rozwiązania równania (7), dla których funkcje odpowiedzi optymalnej polityki monetarnej i^* na szoki: $\varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^x, \varepsilon_t^q$ mają ekonomicznie poprawne znaki tzn. reakcje stóp procentowych zarówno na szok inflacyjny ε_t^π jak i szok popytu krajowego (ε_t^x) są dodatnie, natomiast początkowa reakcja stóp procentowych na aprecjację złotego jest ujemna. W wyniku identyfikacji szoków makroekonomicznych wybrano następującą wspólną macierz B dla dwóch rozważanych w Sekcji 3 banków centralnych *SIT* oraz *FIT*¹³, postaci:

$$B = \begin{bmatrix} 0,0066 & 0 & 0 \\ 0,0008 & 0,0063 & 0 \\ -0,0009 & 0,0034 & 0,0029 \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Identyfikacja szoków określona przez (9) oznacza, że dodatni szok popytowy ε_t^x wpływa jednocześnie i dodatnio na inflację oraz ujemnie na kurs walutowy powodu-

¹² Nałożone restrykcje interpretować można, jako brak jednoczesnego wpływu szoku o numerze równym kolumnie na zmienną z wektora stanu, któremu odpowiada numer wiersza.

¹³ W procesie identyfikacji znaleziono kilka macierzy (w tym macierz (9)) spełniających powyższe warunki restrykcji znaków w funkcjach odpowiedzi optymalnych reguł. Jednakże, z uwagi na większą porównywalności wyników z istniejącymi badaniami, ostatecznie wybrano dekompozycję (9).

jąc deprecjację waluty krajowej. Natomiast ujemny szok podażyowy ε_t^π nie przenosi się bezpośrednio na lukę popytową, lecz wpływa on dodatnio na kurs walutowy. Ponadto szok powodujący aprecjację złotego ε_t^q nie ma jednoczesnego wpływu na lukę produkcyjną i zmiany ceny w gospodarce.

W dalszej części pracy zbadano jak optymalna stopa procentowa reaguje na szoki pochodzące od zmiennych stanu ε^x , ε^π i ε^q oraz jak zmienne x , π i q uwzględnione w modelu optymalnego sterowania reagują na szoki polityki pieniężnej.

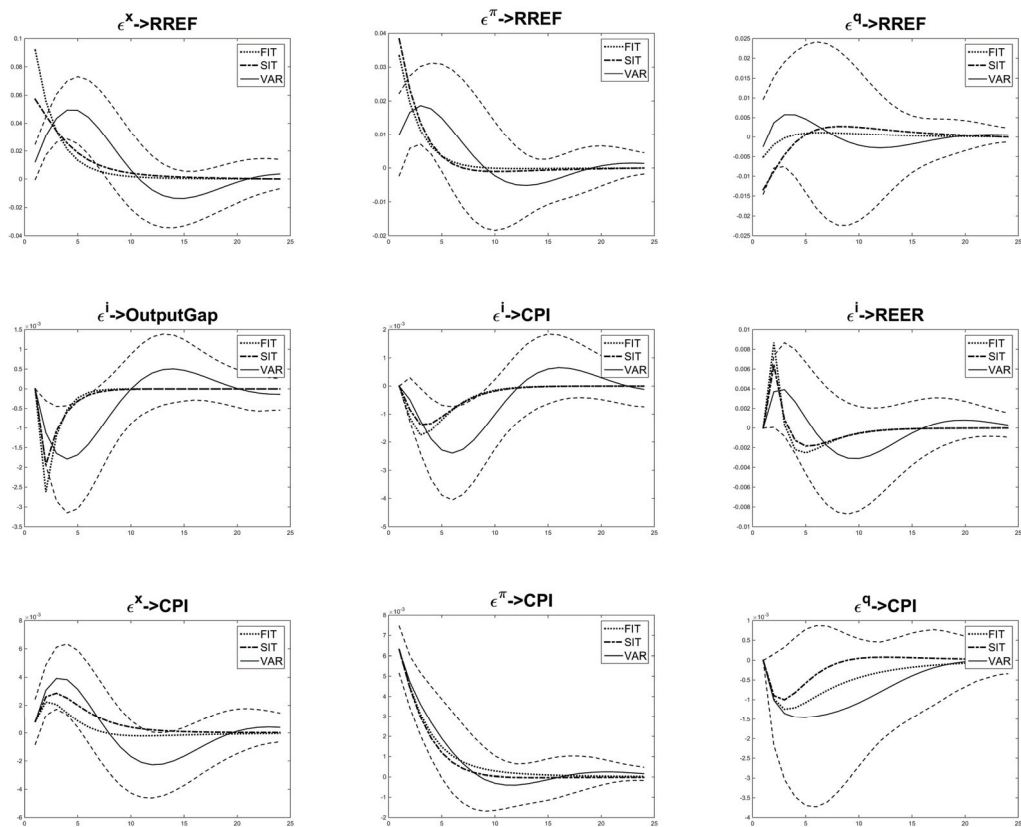
5.1. REAKCJE OPTIMALNYCH STÓP PROCENTOWYCH NA SZOKI ZMIENNYCH STANU

Na rysunku 2 w wierszu pierwszym przedstawiono funkcje reakcji stopy procentowej na szoki zmiennych stanu ε^x , ε^π i ε^q . Odpowiedzi optymalnych stóp procentowych w modelach *SIT* i *FIT* są znacznie silniejsze od tych uzyskanych z modelu *VAR*. Szok popytu krajowego ε^x , oznaczający jego wzrost oraz szok cenowy ε^π , rozumiany jako nieoczekiwany wzrost cen, powodują istotnie silniejsze reakcje optymalnych stóp procentowych od tych uzyskanych z modelu *VAR*¹⁴. Przy czym reakcja optymalnej stopy referencyjnej na szok ε^x jest znacznie silniejsza w modelu *FIT* (ponad 9 p.p.), natomiast szok inflacyjny prowadzi do największego zacieśnienia polityki pieniężnej w modelu *SIT* (około 6 p.p.). Efekt maksymalny tych reakcji występuje w pierwszym kwartale, podczas gdy empiryczne funkcje reakcji stopy procentowej na szok popytu krajowego oraz szok cenowy osiągają maksimum w czwartym kwartale (około 5 p.p.) oraz trzecim kwartale (około 2 p.p.) odpowiednio. Szok kursu walutowego (aprecjacja) powoduje nieistotną statystycznie dodatnią reakcję empirycznej stopy procentowej z maksymalną wartością około 0,5 p.p. w czwartym kwartale. Natomiast odpowiedź optymalnych reakcji jest ujemna i spada do -0,5 p.p. dla modelu *FIT* oraz -1,3 p.p. w modelu *SIT*.

5.2. FUNKCJE REAKCJI NA SZOK POLITYKI PIENIĘŻNEJ

Szok polityki pieniężnej (zacieśnienie) w modelu *VAR* (por. wiersz drugi na rysunku 2) wywołuje statystycznie istotny spadek luki produkcyjnej oraz inflacji. Optymalne reakcje luki produkcyjnej oraz kursu walutowego są silniejsze i szybciej wygasają niż w modelu *VAR*. Natomiast odejście od optymalnej reguły w modelach *SIT* oraz *FIT* powoduje słabsze i szybciej wygasające reakcje inflacji.

¹⁴ Funkcje reakcji zmiennych stanu i zmiennej sterującej na szoki egzogeniczne uzyskane z modelu *VAR* nazywane są krótko empirycznymi funkcjami reakcji.



Rysunek 2. Funkcje reakcji na szoki w modelu VAR wraz z 95% przedziałami ufności oraz funkcje reakcji dla optymalizujących banków centralnych *SIT* oraz *FIT*

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.

Długości horyzontów stabilizujących inflację

Szok	Model		
	VAR	<i>FIT</i>	<i>SIT</i>
ε^x	27	7	12
ε^π	8	8	7
ε^q	28	17	8
ε^i	26	10	11

Źródło: opracowanie własne.

5.3. HORYZONT STABILIZUJĄCY INFLACJĘ

W tej części pracy zostaną przedstawione długości oddziaływania szoków zmiennych stanu na inflację (por. wiersz trzeci na rysunku 2 oraz tabelę 3). W modelach *SIT* oraz *FIT* odnotowano słabsze niż w modelu VAR reakcje inflacji. Stąd reguły optymalne są bardziej stabilizujące dla tempa zmian cen.

Wyznaczone horyzonty stabilizujące zdefiniowane zostały jako ilość okresów, których potrzebuje inflacja, aby powrócić do stanu równowagi po oddziaływaniu szoków (por. Akram, 2010; Smets, 2003; Batini, Nelson, 2001). Długość horyzontu stabilizującego jest równa liczbie okresów, po których każda następna wartość absolutna reakcji π na szoki jest mniejsza niż 10% maksymalnego efektu tego szoku.

Szok popytu krajowego ε^x wywołuje w obu modelach dodatni wzrost cen. Okres oddziaływania tego szoku w modelu z elastycznym celem inflacyjnym *FIT* wynosi 7 kwartałów i jest znacznie krótszy od empirycznego (27 kwartałów) oraz od uzyskanego w modelu *SIT* – 12 kwartałów. Jest to bezpośrednia konsekwencja uwzględnienia luki popytowej w funkcji straty L .

Długości oddziaływania szoku inflacyjnego ε^π we wszystkich modelach są zbliżone i wynoszą między 7–8 kwartałów.

Szok kursu walutowego (aprecjacja) wywołuje spadek inflacji we wszystkich modelach. Długość oddziaływania tego szoku w modelu VAR wynosi 28 kwartałów. Optymalne horyzonty stabilizujące dla elastycznej i sztywnej strategii bezpośredniego celu inflacyjnego są znacznie krótsze od empirycznych. Jednakże, tym razem to optymalizujący bank ze regułą *SIT* najszybciej – w ciągu 8 kwartałów sprowadza inflację do jej celu.

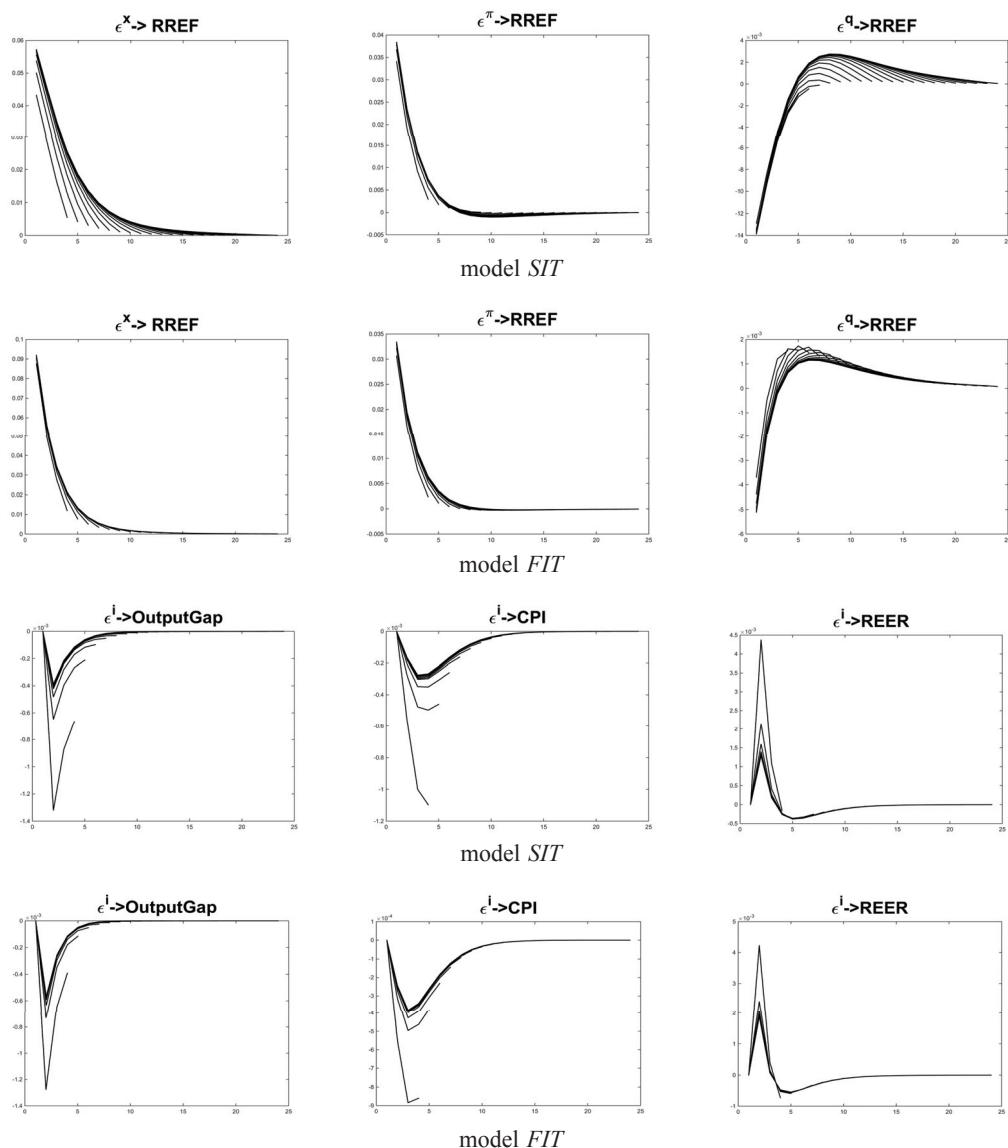
Szok polityki pieniężnej (zacieśnienie polityki) wywołuje zamierzony spadek inflacji. Maksymalny efekt reakcji inflacji jest znacznie mniejszy w modelach optymalnych i jego oddziaływanie jest ponad dwa razy krótsze w porównaniu do modelu VAR.

5.4. WRAŻLIWOŚĆ ROZWIĄZAŃ NA ZMIANY HORYZONTU DECYZYJNEGO

Rozważenie optymalnych modeli polityki monetarnej – ze skończonym horyzontem decyzyjnym T umożliwia zbadanie jak wartości parametru T zmieniają funkcje odpowiedzi zmiennych na szoki. W tym celu zostały wyznaczone funkcje reakcji dla różnych horyzontów decyzyjnych (rysunek 3).

Wszystkie reakcje optymalnych zmiennych na szoki egzogeniczne wygasają. Tylko dla krótkich horyzontów decyzyjnych (do 4 lat) zaobserwowano znaczący wpływ zmiennej T na funkcje reakcji. Szczególnie silne zmiany odnotowano w funkcjach odpowiedzi zmiennych stanu na szoki polityki pieniężnej, reakcje te są wielokrotnie silniejsze dla krótkich horyzontów decyzyjnych, po czym, wraz ze wzrostem T , słabną i stabilizują się.

Poza tym, zmiany w reakcji stopy procentowej na impulsy egzogeniczne pod wpływem wydłużania horyzontu decyzyjnego są silniejsze dla strategii *SIT*.



Rysunek 3. Funkcje reakcji na szoki w modelach *SIT* oraz *FIT* dla horyzontów decyzyjnych $T = 4, 5, \dots, 24$.

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie funkcje reakcji wyznaczone dla horyzontów decyzyjnych dłuższych niż 24 kwartały są podobne do siebie, zatem począwszy od horyzontu decyzyjnego ok. 6-letniego decyzje podejmowane w skończonym i nieskończonym horyzoncie czasowym nie będą się istotnie różniły.

6. PODSUMOWANIE

W niniejszej pracy dokonano analizy dwóch odmian optymalnych strategii bezpośredniego celu inflacyjnego: sztywnej i elastycznej. W pracy porównano trajektorie zmiennych wyznaczone w modelach z optymalizującymi bankami centralnymi oraz funkcje reakcji na szoki makroekonomiczne.

Obie odmiany optymalnych strategii bezpośredniego celu inflacyjnego powodują, że średnie odchylenie inflacji od jej celu są mniejsze od tych odchyżeń dla ścieżek rzeczywistych. Ponadto, optymalne decyzje banku ze strategią *SIT* skutkują tym, że optymalna inflacja jest średnio bliżej celu inflacyjnego w porównaniu z tą otrzymaną dla banku używającego strategii *FIT*. Poza tym można zauważyć, że wraz ze spadkiem udziału kursu walutowego i stopy referencyjnej (określonego przez wagę w) w funkcji straty L następuje zbliżenie CPI^* do celu inflacyjnego.

Zwiększenie znaczenia sfery realnej w funkcjonale celu optymalizującego banku centralnego powoduje zmniejszenie wahań luki produkcyjnej. W modelu *FIT* średnie wahania luki produkcyjnej są mniejsze niż w modelu *SIT*. Przy czym, im mniejsze wartości wagi w , tym większe wahania luki produkcyjnej, ale w każdym przypadku są one mniejsze od rzeczywistych wahań luki produkcyjnej.

Średnie wahania realnego kursu walutowego są zbliżone dla obu strategii bezpośredniego celu inflacyjnego.

Dla optymalnych modeli z wagami $w = 0,01$ oraz $w = 0,005$ średnie wahania optymalnej stopy referencyjnej są mniejsze dla banku realizującego sztywny bezpośredni cel inflacyjny niż dla banku ze strategią *FIT*, ponadto obie optymalne strategie mają mniejszą zmienność od rzeczywistych trajektorii. Natomiast odwrotną relację można zaobserwować dla modeli optymalnych z najmniejszą wagą $w = 0,001$, tu dla strategii *SIT* otrzymujemy większe od obserwowanych historycznie średnie wahania stopy referencyjnej.

Analiza porównawcza funkcji odpowiedzi na szoki makroekonomiczne przeprowadzona w modelu VAR oraz w modelach optymalnej polityki pieniężnej *SIT* oraz *FIT* pozwoliła sformułować następujące wnioski. Po pierwsze, stabilizacja inflacji po szoku cenowym jest bardzo podobna w tych modelach. Zgodnie z oczekiwaniami reakcja inflacji na szok popytowy jest stabilizowana zdecydowanie najszybciej w modelu *FIT*. Podczas, gdy po szoku kursu walutowego, powodującego aprecjację złotego, strategia *SIT* w najkrótszym czasie stabilizuje inflację. Po drugie, optymalne stopy procentowe dla modeli bezpośredniego celu inflacyjnego są bardziej agresywne – tzn. odpowiedzi stopy referencyjnej wynikające z optymalnych strategii na szoki cenowy oraz popytu krajowego są znacznie silniejsze od tych uzyskanych z modelu VAR. Ponadto w przypadku strategii *FIT* maksymalna reakcja $RREF^*$ jest niemal dwukrotnie silniejsza od tej wyznaczonej w modelu VAR. Po trzecie, szok polegający na odejściu od (optymalnej) polityki pieniężnej powoduje bardzo duże ujemne odchylenia luki produkcyjnej oraz dodatnie wahania realnego kursu walutowego, jednocześnie reak-

cje wszystkich zmiennych stanu po wystąpieniu tego szoku dużo szybciej wygasają w porównaniu do modelu VAR.

Długość horyzontu decyzyjnego T wpływa na zmianę funkcji reakcji zmiennych na szoki, największe różnice zaobserwowano dla horyzontów krótszych niż 10 kwartałów. Jednak dla dłuższych horyzontów decyzyjnych różnice w funkcjach reakcji zanikają.

LITERATURA

- Akram Q. F., (2010), What Horizon for Targeting Inflation?, *Empirical Economics*, 39 (3), 675–702.
- Ball L., (1999), Efficient Rules for Monetary Policy, *International Finance*, 2 (1), 63–83.
- Baranowski P., (2011), Reguła polityki pieniężnej dla Polski – porównanie wyników różnych specyfikacji, *Oeconomia Copernicana*, 3, 7–31.
- Baranowski P., (2014), *Reguły polityki pieniężnej w Polsce. Podejście ilościowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Batini N., Haldane A., (1999), Forward-looking Rules for Monetary Policy, *Monetary policy rules*, 157–202, University of Chicago Press.
- Batini N., Nelson E., (2001), Optimal Horizons for Inflation Targeting, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25 (6), 891–910.
- Bernanke B. S., Blinder A. S., (1992), The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, *The American Economic Review*, 82 (4), 901–921.
- Bogusz D., Górajski M., Ulrichs M., (2015), Optymalne strategie polityki pieniężnej dla Polski uwzględniające wrażliwość banku na ryzyko nieosiągnięcia założonego celu, *Materiały i Studia*, 317, Narodowy Bank Polski.
- Brzoza-Brzezina M., (2011), *Polska polityka pieniężna*, Wydawnictwo CH Beck.
- Clarida R., Gali J., Gertler M., (1998), Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, *European Economic Review*, 42 (6), 1033–1067.
- Clarida R., Gali J., Gertler M., (2000), Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory, *Quarterly Journal of Economics*, 115 (1), 147–180.
- De Masi M. P., (1997), IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice, *IMF Working paper*, 177.
- Demchuk O., Łyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E., (2012), Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku? *Materiały i Studia*, 270, Narodowy Bank Polski.
- Égert B., MacDonald, R., (2009), Monetary Transmission Mechanism in Central and Eastern Europe: Surveying the Surveyable, *Journal of Economic Surveys*, 23 (2), 277–327.
- Gali J., (2009), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press.
- Gibbs D., (1995), Potential Output: Concepts and Measurement, *Labour Market Bulletin*, 1, 72–115.
- Judd J. P., Rudebusch G. D., (1998), Taylor's Rule and the FED: 1970-1997, *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, 3, 3–16.
- Kapuściński M., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E., (2014), Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2013 roku? *Materiały i Studia*, 306, Narodowy Bank Polski.
- Kłos B., Kokoszcyński R., Łyziak T., Przystupa J., Wróbel E., (2004), Modele strukturalne w prognozowaniu inflacji w Narodowym Banku Polskim, *Materiały i Studia*, 180, Narodowy Bank Polski.
- McCallum B. T., (1999), Issues in the Design of Monetary Policy Rules, *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1483–1530.
- McCallum B. T., Nelson, E., (2000), Timeless Perspectives vs. Discretionary Monetary Policy in Forward-looking Models, *National Bureau of Economic Research*, 7915.

- Mehra Y. P., (1999), A Forward-looking Monetary Policy Reaction Function, *Economic Quarterly – Federal Reserve Bank of Richmond*, 85, 33–54.
- Milo W., Bogusz D., Górąski M., Ulrichs M., (2013), Notes on Some Optimal Monetary Policy Rules: the Case of Poland, *Acta Universitatis Lodzianis. Folia Oeconomica, Financial Markets and Macroeconomic Policy*, 295, 59–77.
- Orphanides A., Wilcox, D. W., (2002), The Opportunistic Approach to Disinflation, *International Finance*, 5 (1), 47–71.
- Polito V., Wickens M., (2012), Optimal Monetary Policy Using an Unrestricted VAR, *Journal of Applied Econometrics*, 27 (4), 525–553.
- Postek Ł., (2011), Nieliniowy model mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce w latach 1999–2009. Podejście Empiryczne, *Materiały i Studia*, 253, Narodowy Bank Polski.
- Przybylska-Kapuścińska W., (2006), Strategia bezpośredniego celu inflacyjnego w nowych krajach członkowskich unii europejskiej, *Bank i Kredyt*, 4, Dodatek Bankowość centralna od A do Z, 1–31.
- Rotemberg J. J., Woodford M., (1998), An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version, *National Bureau of Economic Research*, 233.
- Rudebusch G., Svensson L. E., (1999), Policy Rules for Inflation Targeting, w: *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 203–262.
- Sack B., (2000), Does the FED Act Gradually? A VAR Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 46 (1), 229–256.
- Sack B., Wieland V., (2000), Interest-rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: a Review of Recent Empirical Evidence, *Journal of Economics and Business*, 52 (1), 205–228.
- Sims C. A., (1992), Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy, *European Economic Review*, 36 (5), 975–1000.
- Sławiński A., (2011), *Polityka pieniężna*, Wydawnictwo CH Beck.
- Smets F., (2003), Maintaining Price Stability: How Long is the Medium Term? *Journal of Monetary Economics*, 50 (6), 1293–1309.
- Svensson L. E., (1999), Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule, *Journal of Monetary Economics*, 43 (3), 607–654.
- Svensson L. E., (2000), Open-Economy Inflation Targeting, *Journal of International Economics*, 50 (1), 155–183.
- Taylor J. B., (1993), Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, 39, 195–214.
- Taylor, J. B., (1999), A Historical Analysis of Monetary Policy Rules, *Monetary Policy Rules*, 319–348, University of Chicago Press.
- Urbańska A., (2002), Polityka monetarna: współczesna teoria i analiza empiryczna dla Polski, *Materiały i Studia*, 148, Narodowy Bank Polski.
- Whittle P., (1996), *Optimal control: Basics and Beyond*, John Wiley & Sons.
- Woodford M., (1999), Optimal Monetary Policy Inertia, *The Manchester School*, 67 (1), 1–35.
- Woodford M., (2003), *Interest and Prices*, Princeton University.
- Zabczyk J., (1996), Chance and Decision, *Stochastic Control in Discrete Time*, Quaderni, Scuola Normale Superiore, Pisa.

SZTYWNA VS. ELASTYCZNA STRATEGIA BEZPOŚREDNIEGO CELU INFLACYJNEGO W MODELU OPTYMALNEJ POLITYKI PIENIĘŻNEJ DLA POLSKI

Streszczenie

W niniejszej pracy, na podstawie modelu VAR opisującego gospodarkę Polski, zaprezentowane zostały wyniki analiz porównawczych dotyczących dwóch dominujących w literaturze strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Według pierwszej optymalizujący bank centralny realizuje sztywny bezpośredni cel inflacyjny, w drugiej podąża za elastycznym bezpośrednim celem inflacyjnym poprzez minimalizację zarówno zmian cen jak i wahań w sferze realnej gospodarki. Dla obu optymalnych strategii oraz dla modelu VAR w skończonym horyzoncie decyzyjnym wyznaczono optymalne trajektorie oraz porównano funkcje reakcji na szoki makroekonomiczne. Ponadto sprawdzono w jaki sposób horyzont decyzyjny optymalizujących banków centralnych wpływa na przebieg funkcji odpowiedzi.

Słowa kluczowe: optymalna polityka pieniężna, model SVAR, sztywna strategia bezpośredniego celu inflacyjnego, elastyczna strategia bezpośredniego celu inflacyjnego

STRICT VS FLEXIBLE INFLATION TARGETING IN THE OPTIMAL MONETARY POLICY MODEL FOR POLAND

Abstract

In this paper, we use the model of Polish economy to examine the two most common strategies of the optimal monetary policy. In the first strategy it is assumed that the central bank implements a strategy of strict inflation targeting, according to the second strategy bank follows a flexible inflation targeting by using both: the inflation targeting and stabilizing the real economy. For both optimal strategies and for the empirical VAR model in finite decision-making horizons the optimal trajectories and impulse reaction functions are determined. Moreover it is examined how the decision-making horizon influences the optimal decisions.

Keywords: Optimal monetary policy, SVAR model, strict inflation targeting, flexible inflation targeting

MARCIN FAŁDZIŃSKI¹, MICHAŁ BERNARD PIETRZAK²THE MULTIVARIATE DCC-GARCH MODEL WITH INTERDEPENDENCE
AMONG MARKETS IN CONDITIONAL VARIANCES' EQUATIONS

1. INTRODUCTION

The development of the modern global world economy caused the occurrence of interdependence between individual economies, in fact, in every aspect of their economic activities. This interdependence is a natural mechanism that ensures a proper functioning of capital markets. Another property of the global nature of capital markets is the transmission of shock phenomena that easily transfer from one market to another. The existence of interdependence between markets allows mitigating shocks of various kinds. The observed transmission of shocks causes disruption in the functioning of markets, but in the long run the situation regains its balance. In the global economy there are also situations where transmissions of shocks may not be mitigated by the existing interdependence between markets. In a specific crisis period, subsequent transmissions of shocks, in addition to creating distortions in the functioning of markets, may also raise significantly the level of interdependence between markets. An increase in interdependence may, in turn, strengthen unpredictably a crisis situation and lead to upsetting the functioning of both financial markets and real economies. It means that considering interdependence between markets is significant for a better understanding of the functioning of stock markets (see Bekaert, Wu, 2000; Pritsker, 2001; Forbes, Rigobon, 2002; Baur, 2003; Pericoli, Sbracia, 2003; Corsetti, Pericoli, Sbracia, 2005; Fiszeder, 2009; Billio, Caporin, 2010; Doman, Doman, 2014; Burzała, 2014; Burzała, 2015).

Under the process of on-going globalization one can observe a steady increase in interdependence between markets resulting from fundamental linkages. In addition, during a crisis period fundamental linkages are disrupted by shock transmissions. The implication is that there is a change in fundamental linkages. The result is that under crisis periods it is hardly possible to distinguish explicitly the impact of fundamental linkages on the increase in interdependence between markets from the impact of

¹ Nicolaus Copernicus University, Faculty of Economic Sciences and Management, Department of Econometrics and Statistics, 13a Gagarina St., 87-100 Torun, Poland, corresponding author – e-mail: marcin.faldzinski@umk.pl.

² Nicolaus Copernicus University, Faculty of Economic Sciences and Management, Department of Econometrics and Statistics, 13a Gagarina St., 87-100 Torun, Poland.

other factors. Under a tranquillity period we probably deal with the transmission of shocks stemming mostly from fundamental linkages. The existing interdependence between markets allows the elimination of shocks and regaining the state of balance by markets. Under a crisis period it is possible to generate shock transmissions caused mostly by factors not related to the existing fundamental linkages and evoke a change in fundamental linkages resulting from these factors. An unpredictable change in fundamental linkages in conjunction with the growth of interdependence between markets may contribute to the development of a crisis even to a larger degree than non-fundamental factors.

Research into the phenomenon of interdependence between markets is very important, since in today's economy a crisis situation on capital markets, or, more broadly, on financial markets, can shift very quickly to the real sphere and lead to an economic crisis. In addition, the 2008 world financial crisis pointed to the fact that collapses of large financial entities with international connections or even of countries' financial systems are quite likely to happen. Moreover, an increase in the level of interdependence among markets resulting from the on-going globalization, on the one hand, allows a better neutralization of subsequent shock transmissions in a crisis situation; on the other hand, however, under contagious crisis periods it may contribute to the strengthening and extension of this situation. Therefore, identification of interdependence between markets seems to be an essential element in the evaluation of risk related to the functioning of capital markets, and, in consequence, in the determination of the tools and actions for such situations.

The objective of the present article is to identify interdependence between markets for volatility. The article proposes the DCC-GARCH-In (In for interdependence) model whose design takes into account the impact of the volatility of other markets. This model is an extended specification of the DCC-GARCH model, and this extension can be regarded as the determination of the level of interdependence between markets in volatility. The DCC-GARCH model was applied in this paper due to its advantages, *i.e.*, the relatively easy parameters estimation and simple interpretation of results. The model specification proposed by the authors will be used for the purpose of analysis of selected capital markets regarding interdependence in volatility. The research performed allowed the identification of a significant increase in interdependence for conditional variance during selected periods. Furthermore, the estimation of the proposed DCC-GARCH-In model parameters showed that interdependence between markets largely determines the volatility of individual capital markets and should be taken into account when modelling conditional variance.

2. THE DCC-GARCH-IN MODEL SPECIFICATION

The introduction of the GARCH class models allowed the modelling of the conditional variance for individual assets or indices. However, it was pointed very quickly to the need to account for interdependence between the studied markets. In 2002 Engle

proposed a DCC-GARCH³ model whose construction made it possible to analyse interdependence between markets by estimating the time-varying conditional correlation. The DCC-GARCH model can be written as (Engle, 2009):

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\eta}_t, \quad \boldsymbol{\eta}_t | F_{t-1} \sim N(0, \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t), \quad (1)$$

$$\mathbf{D}_t^2 = \text{diag}\{\mathbf{H}_t\}, \quad \mathbf{H}_t = \mathbf{V}_{t-1}(\boldsymbol{\eta}_t), \quad (2)$$

$$H_{i,t} = \omega_i + \alpha_i \eta_{i,t-1}^2 + \beta_i H_{i,t-1}, \quad (3)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\eta}_t, \quad (4)$$

$$\mathbf{R}_t = \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2} \mathbf{Q}_t \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2}, \quad (5)$$

$$\mathbf{Q}_t = \boldsymbol{\Omega} + \alpha \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' + \beta \mathbf{Q}_{t-1}, \quad \boldsymbol{\Omega} = \bar{\mathbf{R}}(1 - \alpha - \beta), \quad (6)$$

where

$\mathbf{Y}_t$ – the multivariate process of returns, $\boldsymbol{\mu}_t$ – the vector of conditional means of returns, $H_{i,t}$ – the conditional variance for i -th returns, where $i = 1, \dots, N$,

$\mathbf{V}_{t-1}(\boldsymbol{\eta}_t)$ – the conditional covariance matrix of the residuals $\boldsymbol{\eta}_t$ based on the past information set,

$\mathbf{R}_t$ – the time-varying conditional correlation matrix,

$\mathbf{Q}_t$ – a positive-definite quasi correlation matrix,

$\omega_i, \alpha_i, \beta_i$ – the parameters of the conditional variance equation, where $i = 1, \dots, N$,

α, β – the parameters of the conditional correlation equation,

$\bar{\mathbf{R}}$ – the unconditional correlation matrix of the epsilons and can be estimated as $\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t'$.

In the DCC-GARCH model the conditional variance depends on the lagged conditional variance and on squared returns with the consideration of conditional means. However, in the case of the conditional correlation equation, the variables describing are the standardized residuals $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ and lagged conditional correlations $\mathbf{Q}_{t-1}$. In addition, to guarantee H_t to be positive definite the parameters α, β must satisfy the conditions, $\alpha \geq 0, \beta \geq 0$ and $\alpha + \beta < 1$.

The authors propose to extend the DCC-GARCH model by taking into account the volatility of other markets in the conditional variance equation. This procedure

³ An alternative to the DCC-GARCH model could be the BEKK-GARCH model (see Osińska, 2006; Doman, Doman, 2009; Fiszeder, 2009). An important goal in constructing multivariate GARCH models is to make them parsimonious enough, but still maintain flexibility. In most cases the BEKK-GARCH model parametrization is too complex which leads to insignificance of some parameters. In addition, the model parameters do not have simple interpretation in contrast to the DCC-GARCH model and the BEKK-GARCH model estimation is highly demanded even for four variables.

will allow one to capture the interdependence between markets in volatility. The DCC-GARCH-In model⁴ specification is as follows:

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\eta}_t, \quad \boldsymbol{\eta}_t | F_{t-1} \sim N(0, \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t), \quad (7)$$

$$\mathbf{D}_t^2 = \text{diag}\{\mathbf{H}_t\}, \quad \mathbf{H}_t = \mathbf{V}_{t-1}(\boldsymbol{\eta}_t), \quad (8)$$

$$H_{i,t} = \omega_i + \alpha_i \eta_{i,t-1}^2 + \beta_i H_{i,t-1} + \gamma_i \bar{H}_{i,t-1}, \quad (9)$$

$$\bar{H}_{i,t-1} = \sum_{j=1}^N w_{i,j} H_{j,t-1} = w_{i,1} H_{1,t-1} + \dots + w_{i,N} H_{N,t-1}, \quad \text{where } w_{i,j} = 0 \text{ for } i = j, \quad (10)$$

$$\sum_{j=1}^N w_{i,j} = w_{i,1} + \dots + w_{i,N} = 1, \quad (11)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\eta}_t, \quad (12)$$

$$\mathbf{R}_t = \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2} \mathbf{Q}_t \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2}, \quad (13)$$

$$\mathbf{Q}_t = \boldsymbol{\Omega} + \alpha \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' + \beta \mathbf{Q}_{t-1}, \quad \boldsymbol{\Omega} = \bar{\mathbf{R}}(1 - \alpha - \beta), \quad (14)$$

$\bar{H}_{i,t-1}$ – the weighted mean of the conditional variances based on other $H_{j,t-1}$ where $j = 1, \dots, N$ and $j \neq i$,

γ_i – the parameter of the $\bar{H}_{i,t-1}$,

$\mathbf{V}_{t-1}(\boldsymbol{\eta}_t)$ – the conditional covariance matrix of the residuals $\boldsymbol{\eta}_t$ based on the past information set,

$H_{j,t-1}$ – the conditional variance for $j = 1, \dots, N$,

$w_{i,j}$ – the weights specifying the share of conditional variance,

$\mathbf{R}_t$ – the time-varying conditional correlation matrix,

$\mathbf{Q}_t$ – a positive-definite quasi correlation matrix,

$\bar{\mathbf{R}}$ – the unconditional correlation matrix of the epsilons and can be estimated as $\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t'$.

In this paper the normal distribution is assumed as the error distribution. It is possible to assume the fat-tailed distribution, *e.g.*, *t*-distribution or skew *t*-distribution which may lead to a better fit of the model to the data.

The factor $\bar{H}_{i,t-1}$ exhibits the weighted mean of conditional variances from remaining equations of the model. The introduction of the factor $\bar{H}_{i,t-1}$ allows taking into account the $N - 1$ conditional variances $H_{j,t-1}$ in each equation.

⁴ Eckner (2006) proposed the DCC-GARCH model which takes into account interdependence between markets in volatility as well. In that paper it is proposed that for every conditional variance equation one should add the squared returns with zero mean for the remaining assets.

A separate issue is the determination of the weights matrix. Due to the possibility of transferring capital between stock markets, it is assumed that all of the stock markets under study are considered to be neighbours to each other. Therefore, it is necessary to determine the values of the elements of the weights matrix that will reflect the share of j -th conditional variances $H_{j,t-1}$ in formula (10). The weights matrix can be expressed by the following formula:

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} w_{1,1} & \dots & w_{1,N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N,1} & \dots & w_{N,N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & w_{1,2} & \dots & w_{1,N} \\ w_{2,1} & 0 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & w_{1,N-1} \\ w_{N,1} & \dots & w_{N,N-1} & 0 \end{bmatrix}. \quad (15)$$

It is assumed that the weight values $w_{i,j}$ for $i = j$ are equal to 0, since in the i -conditional variance equation the variable $H_{j,t-1}$ is already present. In this paper it is assumed that weights are given prior to the estimation. One may wish to estimate weights, but this leads to a high number of additional parameters to estimate in high dimensional cases, which could be not feasible. The method of determining the weights can be based on information describing individual markets or on the determination of arbitrary weights drawing on the researcher's knowledge and experience. The weights can be determined on the basis of stock market capitalization, GDP *per capita*, or on the basis of the share of stock market capitalization in GDP. In the article the authors took capitalization of stock markets as the criterion. Therefore, the values of the weight matrix can be determined in the following way:

$$w_{i,j} = \begin{cases} \frac{\text{capitalization}_j}{\sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N \text{capitalization}_j} & j = 1, \dots, N, \\ 0 & \text{for } i = j \end{cases} \quad (16)$$

where the sum of the weights for each row is 1.

The estimation of the DCC-GARCH-In model parameters can be carried out using the maximum likelihood method. Similar to the case of the DCC-GARCH model, one may use the two-step estimation method described by Engle (2002, 2009), where the following logarithm of the likelihood function is used:

$$L(\theta) = L_1(\theta_1) + L_2(\theta_2 | \theta_1). \quad (17)$$

The two-step method is a simplification consisting in estimating separately the parameters of the conditional variance equations and means in the first step, and in estimating the parameters of the conditional correlation equations in the second step.

It is worth noting that in the first step all of the parameters of the conditional variance equations and means are estimated simultaneously utilizing the first component of log likelihood function $L_1(\theta_1)$.

$$L_1(\theta_1) = -0.5 \sum_t (N \ln(2\pi) + 2 \ln |\mathbf{D}_t| + \boldsymbol{\eta}_t' \mathbf{D}_t^{-2} \boldsymbol{\eta}_t). \quad (18)$$

The reason behind this is that the i -th conditional variance depends on all remaining conditional variances.

The second step is about estimating the parameters of the conditional correlation equation. The second component of the logarithm of the likelihood function $L_2(\theta_2 | \theta_1)$ can be expressed using the following formula:

$$L_2(\theta_2 | \theta_1) = -0.5 \sum_t (-\boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\varepsilon}_t + \ln |\mathbf{R}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t). \quad (19)$$

3. EMPIRICAL RESEARCH

The empirical research used time series of the selected stock market indices – WIG, BUX, DAX, S&P 500, FTSE 100, CAC 40, KOSPI, BOVESPA, SSE, HSI, RTS, SSML, NIKKEI 225, ATG, MIBTEL⁵ and adequate capitalization of stock markets⁶. For this purpose we took daily observations covering the period from 3 January 2000 to 3 January 2012, which gave us a total of $T = 3000$ observations. The assumption of such a long time period allowed the consideration of two crisis periods (the 2000–2002 dot-com bubble and the 2007–2009 global financial crisis). The study used logarithmic returns $r_t = 100\%(\ln(P_t) - \ln(P_{t-1}))$. For the estimation purpose, we applied the maximum likelihood method with a conditional normal distribution for both the DCC-GARCH and the DCC-GARCH-In models.

Table 1 shows the weights matrix determined by the capitalization of the stock markets in accordance with formula (16). As can be seen, the diagonal elements of the weights matrix equal zero, which corresponds to the previous assumptions of the model. For instance, the conditional variance equation of the DCC-GARCH-In model for the WIG index take the following form:

$$\begin{aligned} H_{\text{WIG},t} = & \omega_1 + \alpha_1 \eta_{\text{WIG},t-1}^2 + \beta_1 H_{\text{WIG},t-1} + \gamma_1 (0.001 H_{\text{BUX},t-1} + 0.04 H_{\text{DAX},t-1} + \\ & + 0.492 H_{\text{S\&P500},t-1} + 0.087 H_{\text{FTSE100},t-1} + 0.053 H_{\text{CAC40},t-1} + 0.021 H_{\text{KOSPI},t-1} + \\ & + 0.023 H_{\text{BOVESPA},t-1} + 0.077 H_{\text{SSE},t-1} + 0.026 H_{\text{HSI},t-1} + 0.019 H_{\text{RTS},t-1} + \\ & + 0.029 H_{\text{SSML},t-1} + 0.110 H_{\text{NIKKEI225},t-1} + 0.003 H_{\text{ATG},t-1} + 0.02 H_{\text{MIBTEL},t-1}). \end{aligned} \quad (20)$$

⁵ The data was downloaded from <http://www.finance.yahoo.com>.

⁶ The data was downloaded from <http://www.data.worldbank.org>.

Table 1.

The assumed weight matrix based on the capitalization of stock markets

Variable	w_{i1}	w_{i2}	w_{i3}	w_{i4}	w_{i5}	w_{i6}	w_{i7}	w_{i8}	w_{i9}	w_{i10}	w_{i11}	w_{i12}	w_{i13}	w_{i14}	w_{i15}
WIG	0	0.001	0.040	0.492	0.087	0.053	0.021	0.023	0.077	0.026	0.019	0.029	0.110	0.003	0.020
BUX	0.003	0	0.040	0.491	0.087	0.053	0.021	0.023	0.076	0.026	0.019	0.029	0.110	0.003	0.019
DAX	0.003	0.001	0	0.511	0.090	0.055	0.022	0.023	0.080	0.027	0.019	0.03	0.115	0.004	0.020
SP500	0.006	0.001	0.079	0	0.170	0.104	0.041	0.044	0.150	0.051	0.036	0.057	0.216	0.007	0.038
FTSE100	0.004	0.001	0.044	0.537	0	0.058	0.023	0.025	0.084	0.028	0.020	0.032	0.121	0.004	0.021
CAC40	0.003	0.001	0.042	0.518	0.091	0	0.022	0.024	0.081	0.027	0.020	0.031	0.116	0.004	0.021
KOSPI	0.003	0.001	0.041	0.501	0.088	0.054	0	0.023	0.078	0.027	0.019	0.030	0.112	0.003	0.020
BOVESPA	0.003	0.001	0.041	0.501	0.089	0.054	0.021	0	0.078	0.027	0.019	0.030	0.113	0.003	0.020
SSE	0.004	0.001	0.043	0.531	0.094	0.058	0.022	0.024	0	0.028	0.020	0.031	0.119	0.004	0.021
HSI	0.003	0.001	0.041	0.503	0.089	0.055	0.021	0.023	0.078	0	0.019	0.030	0.113	0.003	0.020
RTS	0.003	0.001	0.041	0.499	0.088	0.054	0.021	0.023	0.078	0.026	0	0.029	0.112	0.003	0.020
SSMI	0.003	0.001	0.041	0.505	0.089	0.055	0.021	0.023	0.079	0.027	0.019	0	0.113	0.003	0.020
NIKKEI225	0.004	0.001	0.045	0.551	0.097	0.060	0.023	0.025	0.086	0.029	0.021	0.033	0	0.004	0.022
ATG	0.003	0.001	0.040	0.492	0.087	0.053	0.021	0.023	0.077	0.026	0.019	0.029	0.11	0	0.020
MIBTEL	0.003	0.001	0.041	0.500	0.088	0.054	0.021	0.023	0.078	0.027	0.019	0.030	0.112	0.003	0

Source: own calculations.

Tables 2 and table 3 contain the results of the estimation of the DCC-GARCH and DCC-GARCH-In models parameters. In the case of the stock market indices under study, the constant was not taken into account in the conditional mean equation, since for each equation the constant was found to be statistically insignificant at the significance level of 5%.

Table 2.

The results of the estimation of the multivariate DCC-GARCH model parameters

Parameter (stock index)	Estimate	Std. Error	p-value	Parameter (stock index)	Estimate	Std. Error	p-value
ω_1 (WIG)	0.0184	0.0042	0.000	ω_9 (SSE)	0.0327	0.0045	0.000
α_1 (WIG)	0.0642	0.0057	0.000	α_9 (SSE)	0.0750	0.0053	0.000
β_1 (WIG)	0.9265	0.0064	0.000	β_9 (SSE)	0.9150	0.0053	0.000
ω_2 (BUX)	0.0624	0.0101	0.000	ω_{10} (HSI)	0.0144	0.0035	0.000

Table 2. (cont.)

α_2 (BUX)	0.0901	0.0080	0.000	α_{10} (HSI)	0.0664	0.0057	0.000
β_2 (BUX)	0.8865	0.0098	0.000	β_{10} (HSI)	0.9281	0.0061	0.000
ω_3 (DAX)	0.0233	0.0046	0.000	ω_{11} (RTS)	0.1186	0.0115	0.000
α_3 (DAX)	0.0963	0.0084	0.000	α_{11} (RTS)	0.1059	0.0064	0.000
β_3 (DAX)	0.8961	0.0088	0.000	β_{11} (RTS)	0.8718	0.0077	0.000
ω_4 (S&P 500)	0.0135	0.0019	0.000	ω_{12} (SSMI)	0.0236	0.0041	0.000
α_4 (S&P 500)	0.0799	0.0067	0.000	α_{12} (SSMI)	0.1186	0.0100	0.000
β_4 (S&P 500)	0.9123	0.0072	0.000	β_{12} (SSMI)	0.8678	0.0111	0.000
ω_5 (FTSE 100)	0.0126	0.0029	0.000	ω_{13} (NIKKEI 225)	0.0398	0.0077	0.000
α_5 (FTSE 100)	0.1035	0.0086	0.000	α_{13} (NIKKEI 225)	0.1023	0.0076	0.000
β_5 (FTSE 100)	0.8916	0.0085	0.000	β_{13} (NIKKEI 225)	0.8840	0.0089	0.000
ω_6 (CAC 40)	0.0192	0.0043	0.000	ω_{14} (ATG)	0.0228	0.0053	0.000
α_6 (CAC 40)	0.0959	0.0082	0.000	α_{14} (ATG)	0.1026	0.0077	0.000
β_6 (CAC 40)	0.8984	0.0086	0.000	β_{14} (ATG)	0.8943	0.0073	0.000
ω_7 (KOSPI)	0.0246	0.0054	0.000	ω_{15} (MIBTEL)	0.0138	0.0028	0.000
α_7 (KOSPI)	0.0793	0.0067	0.000	α_{15} (MIBTEL)	0.0956	0.0071	0.000
β_7 (KOSPI)	0.9151	0.0070	0.000	β_{15} (MIBTEL)	0.9013	0.0073	0.000
ω_8 (BOVESPA)	0.0813	0.0133	0.000	Parameter	Estimate	Std. Error	p-value
α_8 (BOVESPA)	0.0722	0.0068	0.000	α	0.0076	0.00047	0.000
β_8 (BOVESPA)	0.9045	0.0084	0.000	α	0.9861	0.00112	0.000

Source: own calculations.

Table 3.

The results of the estimation of the multivariate DCC-GARCH-In model parameters

Parameter (Stock index)	Estimate	Std. Error	p-value	Parameter (Stock index)	Estimate	Std. Error	p-value
ω_1 (WIG)	0.0169	0.0046	0.0002	ω_9 (SSE)	0.0375	0.0054	0.0000
α_1 (WIG)	0.0650	0.0061	0.0000	α_9 (SSE)	0.0742	0.0052	0.0000
β_1 (WIG)	0.9199	0.0078	0.0000	β_9 (SSE)	0.9166	0.0052	0.0000
γ_1 (WIG)	0.0059	0.0029	0.0441	γ_9 (SSE)	-0.0030	0.0017	0.0565
ω_2 (BUX)	0.0575	0.0119	0.0000	ω_{10} (HSI)	0.0124	0.004	0.0022

Parameter (Stock index)	Estimate	Std. Error	p-value	Parameter (Stock index)	Estimate	Std. Error	p-value
α_2 (BUX)	0.0919	0.0088	0.0000	α_{10} (HSI)	0.0664	0.0058	0.0000
β_2 (BUX)	0.8688	0.0134	0.0000	β_{10} (HSI)	0.925	0.0069	0.0000
γ_2 (BUX)	0.0220	0.0078	0.0047	γ_{10} (HSI)	0.0044	0.0043	0.3053
ω_3 (DAX)	0.0094	0.0067	0.1610	ω_{11} (RTS)	0.1077	0.0126	0.0000
α_3 (DAX)	0.0956	0.0095	0.0000	α_{11} (RTS)	0.1066	0.0066	0.0000
β_3 (DAX)	0.8758	0.0124	0.0000	β_{11} (RTS)	0.8662	0.0082	0.0000
γ_3 (DAX)	0.0314	0.0092	0.0007	γ_{11} (RTS)	0.0171	0.0085	0.0456
ω_4 (S&P 500)	-0.0020	0.0047	0.5797	ω_{12} (SSMI)	0.0185	0.0049	0.0002
α_4 (S&P 500)	0.0795	0.0069	0.0000	α_{12} (SSMI)	0.1213	0.0112	0.0000
β_4 (S&P 500)	0.8919	0.0106	0.0000	β_{12} (SSMI)	0.8504	0.0163	0.0000
γ_4 (S&P 500)	0.0204	0.0052	0.0001	γ_{12} (SSMI)	0.0124	0.0063	0.0493
ω_5 (FTSE 100)	-0.0090	0.0082	0.2531	ω_{13} (NIKKEI 225)	0.0311	0.0099	0.0017
α_5 (FTSE 100)	0.1151	0.0124	0.0000	α_{13} (NIKKEI 225)	0.096	0.0078	0.0000
β_5 (FTSE 100)	0.8197	0.0277	0.0000	β_{13} (NIKKEI 225)	0.8538	0.0144	0.0000
γ_5 (FTSE 100)	0.0547	0.0183	0.0029	γ_{13} (NIKKEI 225)	0.0437	0.0101	0.0000
ω_6 (CAC 40)	-0.0010	0.0093	0.8990	ω_{14} (ATG)	0.0191	0.0063	0.0023
α_6 (CAC 40)	0.0991	0.0099	0.0000	α_{14} (ATG)	0.1049	0.0081	0.0000
β_6 (CAC 40)	0.8541	0.0194	0.0000	β_{14} (ATG)	0.8884	0.0086	0.0000
γ_6 (CAC 40)	0.0565	0.0194	0.0036	γ_{14} (ATG)	0.0065	0.0051	0.2057
ω_7 (KOSPI)	0.0232	0.0063	0.0002	ω_{15} (MIBTEL)	0.0061	0.0050	0.2182
α_7 (KOSPI)	0.0802	0.0069	0.0000	α_{15} (MIBTEL)	0.0966	0.0076	0.0000
β_7 (KOSPI)	0.9115	0.0078	0.0000	β_{15} (MIBTEL)	0.8885	0.0097	0.0000
γ_7 (KOSPI)	0.0046	0.0056	0.4050	γ_{15} (MIBTEL)	0.0157	0.0076	0.0393
ω_8 (BOVESPA)	0.1214	0.0255	0.0000	Parameter	Estimate	Std. Error	p-value
α_8 (BOVESPA)	0.0796	0.0089	0.0000				
β_8 (BOVESPA)	0.8491	0.0211	0.0000		α	0.0074	0.00047
γ_8 (BOVESPA)	0.0615	0.0193	0.0014		β	0.9864	0.00112

Source: own calculations.

The parameter γ_i was found to be statistically significant for the following indices: WIG, BUX, DAX, S&P 500, FTSE 100, CAC 40, BOVESPA, RTS, SSMI, NIKKEI 225, MIBTEL, which indicates the presence of interdependence in volatility among the markets. In the case of the ATG, HSI, SSE and KOSPI indices, the parameter γ_i was found to be statistically insignificant at the significance level of 5%. The highest parameter estimate at the level of 0.0615 was obtained for the conditional variance equation of the BOVESPA. The lowest parameter estimate at the level of 0.0046 was obtained for the parameter γ_i in the equation for the KOSPI index. Statistically significant parameters γ_i indicate the presence of a stronger linkage in volatility between the selected index and remaining markets. Additionally, we compared the DCC-GARCH model with the DCC-GARCH-In model using standard Lagrange Ratio test, but applying it only to the conditional variance equations, *i.e.*, utilizing $L_1(\hat{\theta}_1)$. The obtained test statistic (LR = 106.15 with p -value lower than 0.01) means that the DCC-GARCH-In fits the data better than the standard DCC-GARCH model.

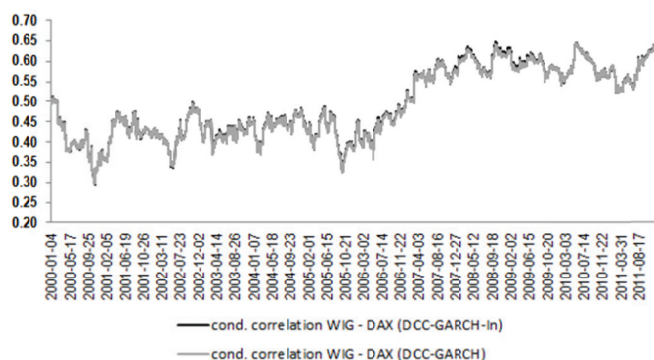


Figure 1. The conditional correlation between the WIG and the DAX indices

Source: own elaboration.

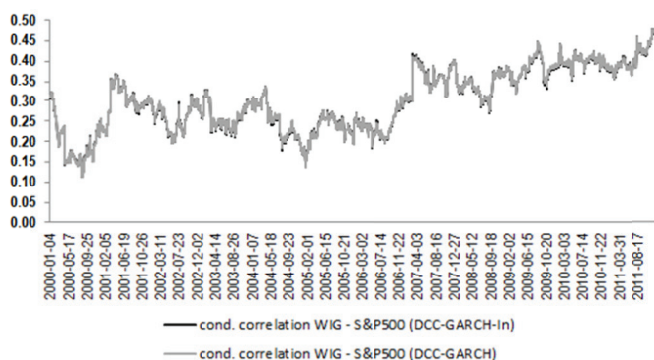


Figure 2. The conditional correlation between the WIG and the S&P500 indices

Source: own elaboration.

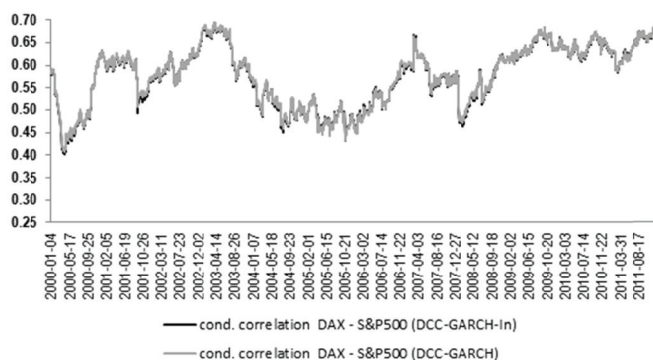
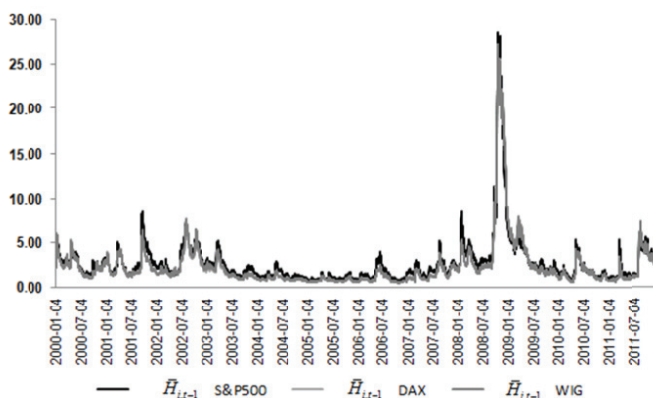


Figure 3. The conditional correlation between the DAX and S&P500 indices

Source: own elaboration.

Conditional correlations for both models are usually very similar. This is due to the fact that essentially the conditional variance does not impact the conditional correlation. The only linkage that exists refers to the standardized residuals ε_t . The results obtained for three indices (WIG, DAX, S&P500) will be interpreted to provide an example. Figures 1 to 3 show the values of conditional correlations obtained from the DCC-GARCH and the DCC-GARCH-In for pairs of the WIG-DAX, WIG-S&P500, DAX-S&P500.

Figure 4. The variable $\bar{H}_{i,t-1}$ for indices DAX, S&P500 and WIG

Source: own elaboration.

The values of the factor $\bar{H}_{i,t-1}$ are similar for all markets, too. The factor $\bar{H}_{i,t-1}$ allows taking into account the weighted mean of volatility of other markets. In the case of the WIG and the DAX the values of this factor are at a similar level. However, the values of the factor $\bar{H}_{i,t-1}$ for the S&P500 index achieve a higher level (see figure 4).

We can see that the volatility of the factor $\bar{H}_{i,t-1}$ is much higher under turmoil periods in the capital markets, than in periods of tranquillity, due to the design of this factor.

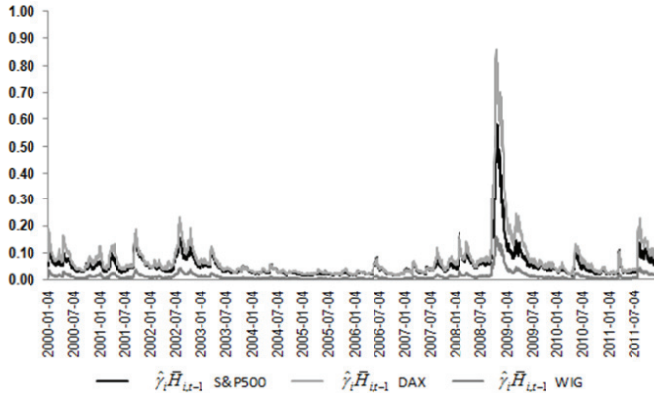


Figure 5. The values of $\hat{\gamma}_i \bar{H}_{i,t-1}$ for indices DAX, S&P500 and WIG

Source: own elaboration.

Next, figure 5 shows the values of the factor $\bar{H}_{i,t-1}$ multiplied by the parameter estimate of γ_i for the S&P500, WIG and DAX indices. For all of the three indices the parameter γ_i was found to be statistically significant. The greatest value of the parameter estimate γ_i was obtained for the DAX index, and the lowest for the WIG index. The parameter estimate γ_i for the DAX index is one and half times greater than the estimate for the S&P500 index, and five times higher than the estimate for the WIG index. Due to the expression $\hat{\gamma}_i \bar{H}_{i,t-1}$, the DCC-GARCH-In model specification allows for the consideration of the interdependence between selected markets in volatility. The entire interdependence is partially composed of the interdependence of fundamental linkages and partially of contagion stemming from crisis periods. It is not possible to clearly separate and determine the structures of these two parts. Based on the parameter estimates of the DCC-GARCH-In model, it can be asserted, however, that there occurs interdependence within the volatility of the studied markets. The entire study period was highly heterogeneous and contained as many as two crisis periods. In subsequent crisis periods, *i.e.*, during the 2000–2002 dot-com bubble and the 2007–2009 global financial crisis, the interdependence of market volatility and its structure could change. It seems reasonable to attempt in further research to estimate parameters for the two crisis periods as well as for the tranquillity period. A considerable difference in the parameter estimates γ_i for the tranquillity period and for the crisis period would indicate a considerable change in the interdependence between markets in volatility.

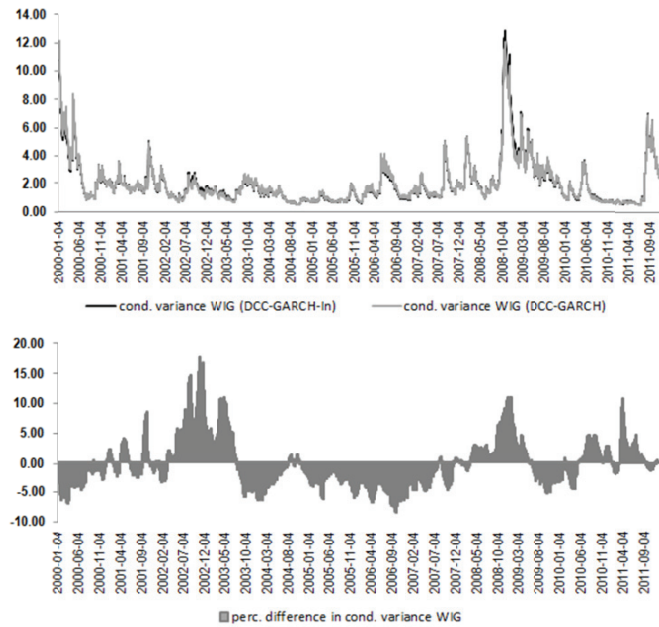


Figure 6. The conditional variance obtained from the DCC-GARCH and DCC-GARCH-In models for the WIG index

Source: own elaboration.

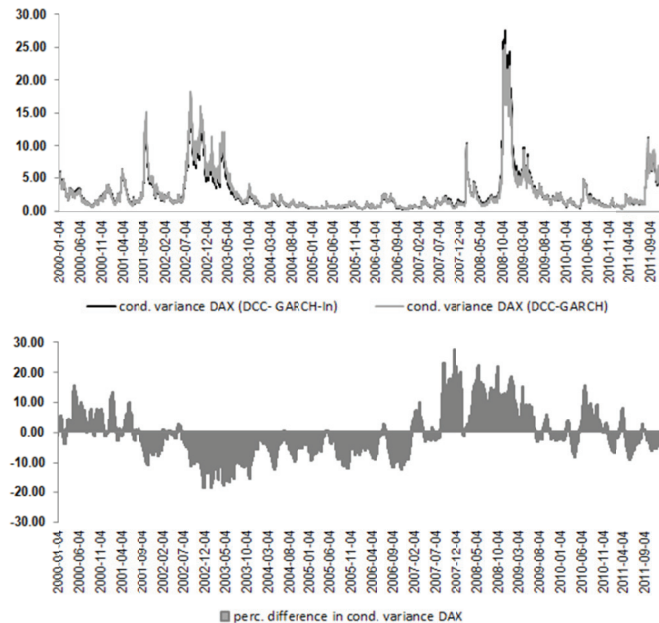


Figure 7. The conditional variance obtained from the DCC-GARCH and DCC-GARCH-In models for the DAX index

Source: own elaboration.

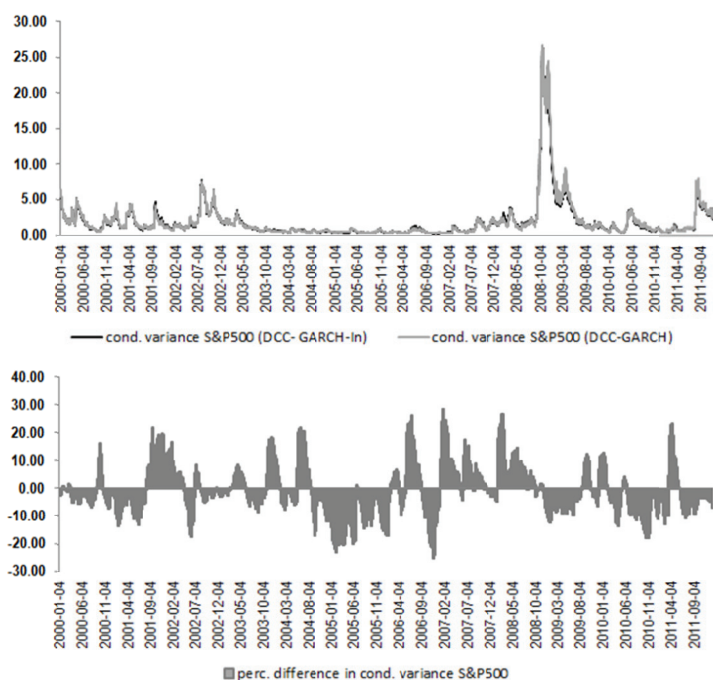


Figure 8. The conditional variance obtained from the DCC-GARCH and DCC-GARCH-In models for the S&P500 index

Source: own elaboration.

Figures 6 to 8 present the values of conditional variance obtained for the S&P500, WIG and DAX indices from the DCC-GARCH and DCC-GARCH-In models as well as the percentage difference between them. The percentage difference was determined as the difference between the level of conditional variance resulting from the DCC-GARCH-In model and the level of variance from the DCC-GARCH model. A shared feature of all of the three graphs is that the values of the conditional variance from the DCC-GARCH-In model are larger in some periods, and are smaller in the remaining ones, if compared to the variance from the DCC-GARCH model. This means that taking into account the interdependence between the markets due to additional information (the factor $\bar{H}_{i,t-1}$) results in either an increase or a decrease in the value of the conditional variance in relation to the value resulting from the DCC-GARCH model. It should be emphasized that the differences in the conditional variance for both models reach 40%, which indicates that the factor $\bar{H}_{i,t-1}$ within the process of explaining the conditional variance is considerable. As a result of the consideration of the information about the interdependence of the markets, we received different levels of volatility, compared with the levels of volatility obtained exclusively based on information on the domestic market (DCC-GARCH).

4. SUMMARY

The article is a study of interdependence between markets that in a crisis situation on the capital markets can lead to an economic crisis in one or more economies. The size and range of interdependence are constantly increasing along with increasing globalization. The identification and description of the mechanism of interdependence between markets appear to be an important research problem and its solution would allow determining a strategy to be implemented during a crisis period as well as developing system tools with a view to improving the functioning of financial systems. The research objective of the article was to identify interdependence for volatility. Within the realisation of the objective we proposed our own specification of the DCC-GARCH-In model, whose design takes into account the volatility of all other markets. This model is an extension of the specification of the DCC-GARCH model, which allows considering the volatility of all other markets.

The article analyses the interdependence of selected capital markets in conditional variance. The empirical part used time series of the WIG, DAX, WIG, BUX, DAX, S&P 500, FTSE 100, CAC 40, KOSPI, BOVESPA, SSE, HSI, RTS, SSMI, NIKKEI 225, ATG, MIBTEL stock indices in the time period from 3 January 2000 to 3 January 2012, and the corresponding capitalization of stock markets. The conducted study allowed us to present the application possibilities of the DCC-GARCH-In model in multidimensional modelling of the expected value and conditional variance. In addition, the use of the DCC-GARCH-In model allowed the determination of the presence of volatility interdependence on the markets surveyed. The results indicate the need to continue our research on the identification of changes in interdependence under the following crisis periods: the 2000–2002 dot-com bubble and the 2007–2009 global financial crisis.

REFERENCES

- Baur D., (2003), Testing for Contagion – Mean and Volatility Contagion, *Journal of Multinational Financial Management*, 13, 405–422.
- Bekaert G., Wu G., (2000), Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets, *Review of Financial Studies*, 13, 1–42.
- Billio M., Caporin M., (2010), Market Linkages, Variance Spillover and Correlation Stability: Empirical Evidences of Financial Contagion, *Computational Statistics & Data Analysis*, 54 (11), 2443–2458.
- Burzała M., (2014), *Wybrane Metody Badania Efektów Zarażania na Rynkach Kapitałowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Burzała M., (2015), Zmiana wartości oczekiwanej i wariancji stóp zwrotu z indeksów giełdowych w czasie kryzysu. Zarażanie czy wzajemne zależności rynków kapitałowych?, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 75, 83–96.
- Corsetti G., Pericoli M., Sbracia M., (2005), Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Testing for Contagion, *Journal of International Money and Finance*, 24, 1177–1199.

- Doman M., Doman R., (2009), *Modelowanie zmienności i ryzyka: metody ekonometrii finansowej*, Seria Akademicka – Wolters Kluwer Polska, Kraków.
- Doman M., Doman R., (2014), *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Difin, Warszawa.
- Eckner A., (2006), *A Multivariate Garch Model with Volatility Spill-Over and Time-Varying Correlations*, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=963937>
- Engle R. F., (2002), Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 339–350.
- Engle R. F., (2009), *Anticipating Correlations A New Paradigm for Risk Management*, Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- Fiszeder P., (2009), *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe UMK, Toruń.
- Forbes K., Rigobon R., (2002), No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements, *The Journal of Finance*, 57/5, 2223–2261.
- Osińska M., (2006), *Ekonometria finansowa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Pericoli M., Sbracia M., (2003), A Primer on Financial Contagion, *Journal of Economic Surveys*, 17/4, 571–608.
- Pritsker M., (2001), The Channel for Financial Contagion, in: Claessens S., Forbes K. J., (eds.), *International Financial Contagion: How It Spreads and How It Can Stopped*, Kluwer Academic Publishers, Boston/Dordrecht/London.

WIELOWYMIAROWY MODEL DCC-GARCH Z UWZGLĘDNIENIEM WSPÓLZALEŻNOŚCI MIĘDZY RYNKAMI W ZAKRESIE WARUNKOWEJ WARIANCJI

Streszczenie

W artykule podjęto zagadnienie współzależności między rynkami, które w sytuacjach kryzysowych na rynkach kapitałowych nabiera szczególnego znaczenia, ze względu na możliwość spowodowania kryzysu w sferze realnej. Celem proponowanego artykułu jest identyfikacja współzależności w zakresie zmienności. W związku z tym, zaprezentowano najpierw autorską modyfikację modelu DCC-GARCH, w którego konstrukcji uwzględniono wpływ zmienności ze strony innych rynków. Zaproponowana specyfikacja modelu DCC-GARCH-In pozwala na badanie współzależności między zmiennymi w zakresie wariancji warunkowej. Następnie model DCC-GARCH-In zastosowany został do badania współzależności w zakresie zmienności dla wybranych indeksów giełdowych. Wyniki przeprowadzonych badań pozwoliły na potwierdzenie występowania wzajemnego oddziaływania między wybranymi rynkami w zakresie zmienności.

Słowa kluczowe: model DCC-GARCH, współzależności, warunkowa wariancja

THE MULTIVARIATE DCC-GARCH MODEL WITH INTERDEPENDENCE
AMONG MARKETS IN CONDITIONAL VARIANCES' EQUATIONS

A b s t r a c t

The article seeks to investigate the issue of interdependence that during crisis periods in the capital markets is of particular importance due to the likelihood of causing a crisis in the real economy. The research objective of the article is to identify this interdependence in volatility. Therefore, first we propose our own modification of the DCC-GARCH model which is so designed as to test for interdependence in conditional variance. Then, the DCC-GARCH-In model was used to study interdependence in volatility of selected stock market indices. The results of the research confirmed the presence of interdependence among the selected markets.

Keywords: DCC-GARCH model, interdependence, conditional variance

MARCIN SALAMAGA¹WIELOWYMIAROWA ANALIZA STATYSTYCZNA MOTYWÓW
PODEJMOWANIA BEZPOŚREDNICH INWESTYCJI ZAGRANICZNYCH
PRZEZ POLSKIE FIRMY

1. WPROWADZENIE

Silna dynamika procesów globalizacji i internacjonalizacji na przełomie XX i XXI w., w połączeniu ze znoszeniem barier w przepływach osób, towarów i kapitału otwarły możliwości międzynarodowej działalności gospodarczej wielu przedsiębiorstw. Jedną z głównych form tej działalności obok handlu zagranicznego są bezpośrednie inwestycje zagraniczne (BIZ). Eksporterami BIZ są przede wszystkim kraje wysoko rozwinięte gospodarczo, które posiadają odpowiednią podaż kapitału niezbędną do uprawiania tej formy aktywności gospodarczej. Polska do niedawna była głównie beneficjentem BIZ, ale od co najmniej kilku lat niektóre polskie przedsiębiorstwa również eksportują BIZ. Według danych NBP w 2014 r. całkowite zasoby bezpośrednich inwestycji zagranicznych (ang. *inward FDI stock*) w Polsce wyniosły ok. 731,7 mld zł, przy czym wartość strumienia napływających BIZ (ang. *inward FDI flows*) w tym okresie to 37,6 mld zł². Jednocześnie zasób polskich bezpośrednich inwestycji zagranicznych w analogicznym okresie wyniósł 95,2 mld zł, a wartość strumienia polskich BIZ to ok. 5 mld zł. Wprawdzie dysproporcja pomiędzy inwestycjami bezpośrednimi lokowanymi w Polsce i z Polski wypływającymi jest znaczna (na korzyść tych pierwszych), to jednak BIZ stają się ważną częścią działalności coraz większej liczby polskich firm.

Przyczyny podejmowania BIZ przez przedsiębiorstwa są od dawna analizowane w literaturze przedmiotu. Istnieją też liczne teorie makroekonomiczne i mikroekonomiczne, w których badacze próbują wyjaśnić genezę BIZ. Przeważnie analizuje się motywy bezpośrednich inwestycji zagranicznych na gruncie tzw. teorii lokalizacji BIZ. W ramach tej teorii ekonomiści próbują wyjaśnić strukturę lokowania BIZ przy założeniu, że firmy dysponują przewagami konkurencyjnymi (por. Dunning, 2004; Fry, 1993; Jun, Singh, 1996; Mottaleb, 2007; Przybylska, 2001; Witkowska, 1996; Wawrzyniak, 2010). Wśród licznych determinantów BIZ często wymienia się czynniki

¹ Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Wydział Zarządzania, Katedra Statystyki, ul. Rakowicka 27, 31-510 Kraków, Polska, e-mail: salamaga@uek.krakow.pl.

² NBP, <http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/publikacje/pib/pib.html> (data pobrania: 10.09.2015).

o charakterze kosztowym, rynkowym, handlowym oraz czynniki tworzące tzw. klimat inwestycyjny (Ozawa, Lukas, 1993; Pilarska, 2005; Rymarczyk, 2004).

Również niniejszy artykuł wpisuje się w nurt badania czynników lokalizacyjnych BIZ podejmowanych przez polskie przedsiębiorstwa.

Zasadniczym celem artykułu jest wyodrębnienie kluczowych grup determinantów BIZ, a następnie na podstawie otrzymanych wyników – przeprowadzenie segmentacji polskich firm. Wykorzystano do tego analizę głównych składowych oraz analizę skupień (metodę Warda oraz metodę *k*-średnich). Dodatkowo spójność otrzymanych grup determinantów BIZ oceniono za pomocą współczynnika alfa Cronbacha. Z kolei w celu zbadania, które z czynników najbardziej dyskrzynują (różnicują) powstałe segmenty motywacyjne firm zastosowano analizę dyskrzynacyjną. Całą analizę przeprowadzono na podstawie danych pozyskanych od polskich firm inwestujących lub planujących inwestycje bezpośrednie za granicą. Obliczenia wykonano z wykorzystaniem pakietu komputerowego Statistica PL w wersji 10. Wyniki badania pozwolą na lepsze rozpoznanie determinantów BIZ podejmowanych przez polskie firmy, jak również na wyodrębnienie głównych profilów motywacyjnych przedsiębiorstw zaangażowanych w BIZ. Zaletą proponowanego podejścia badawczego jest zastosowanie wielowymiarowych metod statystycznych, które wspomagają wykrycie faktycznych powiązań pomiędzy zmiennymi i wzmacniają siłę formułowanych wniosków. Warto podkreślić, że stosowanie podobnych narzędzi badawczych w opracowaniach poświęconych motywom BIZ nie jest „normą” zarówno w krajowym, jak i w zagranicznym piśmiennictwie naukowym, co wzmacnia walor oryginalności proponowanej analizy motywów BIZ.

2. DOTYCHCZASOWE BADANIA POLSKICH BIZ

Motywy podejmowania BIZ można wyjaśnić na gruncie różnych teorii ekonomii. Do ważniejszych z nich można zaliczyć teorię rozwoju gospodarczego Dunninga (1981a), korzyści komparatywnych Kojimy (1978), teorię dynamicznych przewag komparatywnych Ozawy (1992), czy eklektycznej teorii produkcji międzynarodowej Dunninga (1981b, 1988). W polskiej literaturze przedmiotu stosunkowo dużo miejsca poświęca się teorii czynników lokalizacyjnych. Gelder (1986) wyróżnia czynniki związane z kosztami produkcji, czynniki marketingowe (odnoszące się do wielkości rynku, jego dynamiki, konkurencyjności międzynarodowej itp.), ograniczenia handlowe w postaci taryfowych i pozataryfowych barier handlu, politykę państwa rzutującą na stabilność systemu politycznego, stosunki społeczne oraz na rozwój gospodarczy.

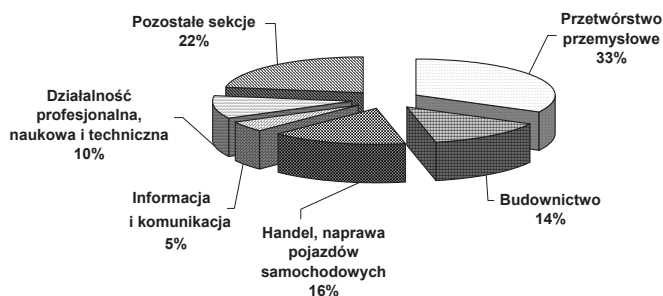
Z kolei Rymarczyk (1996) wyróżnia cztery grupy czynników lokalizacji BIZ, a mianowicie: czynniki instytucjonalne i polityczne, kosztowe, rynkowe i bariery handlowe. Ten zestaw czynników został uzupełniony przez Witkowską (1996) o czynniki dotyczące zaopatrzenia firmy eksportującej BIZ oraz czynniki związane z klimatem inwestycyjnym w kraju przyjmującym BIZ.

Przybylska (2001) natomiast do czynników rynkowych i kosztowych dodała także czynniki efektywnościowe i czynniki opisujące klimat inwestycyjny w kraju, który jest beneficjentem BIZ. W ramach tego ostatniego wyróżniła m.in. stabilizację polityczno-ekonomiczną, politykę liberalizacji, regulacje prawne, tworzenie bodźców inwestycyjnych. Oziewicz (1998) z kolei motywy inwestowania za granicą pogrupowała w ramach trzech kategorii: kosztowych, zyskowych i mieszanych. Badania empiryczne z zakresu motywów podejmowania BIZ są stosunkowo obszerne w literaturze zagranicznej i dotyczą najczęściej przedsiębiorstw pochodzących z różnych krajów europejskich (w szczególności z krajów UE) i pozaeuropejskich (por. Bellak i inni, 2008; Busse, Hefeker, 2007; Demekas i inni, 2007; Kirkpatrick i inni, 2006; Mottaleb, 2007). Relatywnie mniej opracowań empirycznych poświęcono polskim inwestycjom bezpośrednim w porównaniu do liczby opracowań dotyczących atrakcyjności Polski jako beneficjenta inwestycji zagranicznych. Jest to zapewne spowodowane m.in. tym, że skala BIZ polskich przedsiębiorstw była dotychczas dużo mniejsza niż skala inwestycji zagranicznych firm w Polsce. Rezultaty badań empirycznych poświęcone polskim BIZ można znaleźć w pracach Czaplewskiego, Wiśniewskiej (2007), Jamrożego (2015), Miki (2010), Karpińskiej-Mizielińska, Smugi (2007), Salamagi (2013), Siemiątkowskiego (2011) oraz w licznych raportach przygotowywanych na zlecenie różnych instytucji i przedstawiających aktualny stan polskich BIZ (por. Gniadek i inni, 2009). Ich wyniki w zakresie motywów podejmowania BIZ nie zawsze są spójne, co może wynikać z odmiennej metodologii zbierania danych, a także z różnych okresów badawczych, w których badano przedsiębiorstwa podejmujące BIZ. Karpińska-Mizielińska, Smuga (2007) wskazują przykładowo, że głównymi czynnikami przesądzającymi o podjęciu BIZ przez polskie firmy są perspektywiczny rynek zbytu, możliwość eksportu do danego kraju oraz obniżenie kosztów produkcji. Z kolei najmniejsze znaczenie przypisywane jest poziomowi wykształcenia kadry pracowniczej i preferencjom w specjalnych strefach ekonomicznych. Z przedmiotowych badań wynika również, że najbardziej atrakcyjną destynacją dla polskich BIZ jest Europa Środkowa i Wschodnia. Z badania przeprowadzonego przez Czaplewskiego, Wiśniewską (2007) wśród 500 największych polskich przedsiębiorstw wynika z kolei, że najważniejszymi motywami podejmowania BIZ są: rozszerzenie rynku zbytu, niskie koszty pracy i transportu, a najmniejsze znaczenie mają sprzyjający klimat inwestycyjny, zwolnienia i preferencje podatkowe oraz dostęp do nowoczesnej technologii. Autorzy dowodzą, że motywy eksportu BIZ przez polskie firmy tworzą następującą hierarchię: motywy rynkowe, efektywnościowe i zorientowane na zasoby. Ponadto w pracy Czaplewskiego, Wiśniewskiej (2007) analizowano preferowane kierunki eksportu BIZ przez polskie firmy. Okazało się, że inwestorzy najchętniej ulokowaliby swoje BIZ na Ukrainie, w Niemczech i Chorwacji, a najmniej skłonni są inwestować w Bułgarii, Rumunii i na Litwie. Z badań Jamrożego (2015) wynika natomiast, że wiodącymi motywami polskich BIZ są: wzrost wolumenu sprzedaży i dywersyfikacja rynków zbytu, a najmniejsze znaczenie mają korzyści podatkowe i podążanie za kontrahentami. W przytoczonych pozycjach literaturowych unika się stosowania

bardziej zaawansowanych metod analizy danych, co zdaniem autora, może stanowić barierę w poszukiwaniu pogłębionych zależności i prawidłowości w badanych zjawiskach. Z tego też względu propozycja zastosowania metod wielowymiarowej analizy statystycznej w badaniu motywów podejmowania BIZ i poszukiwaniu ich związków z destynacjami BIZ wydaje się tyleż oryginalnym, co ważnym uzupełnieniem dotychczasowych opracowań w tym obszarze.

3. METODY BADANIA DETERMINANTÓW BIZ

Analizę motywów podejmowania BIZ przeprowadzono na podstawie wyników otrzymanych na podstawie badania sondażowego w okresie od grudnia 2014 r. do kwietnia 2015 r. przeprowadzonego wśród polskich przedsiębiorstw, które lokowały bezpośrednio inwestycje za granicą lub też dysponowały potencjałem umożliwiającym taką formę inwestowania³. Kwestionariusz anonimowej ankiety rozesłano do ok. 800 przedsiębiorstw działających w różnych branżach gospodarki. Zwrot ankiet był na poziomie prawie 60%, a po ostatecznej selekcji nadesłanych odpowiedzi w badaniu uwzględniono 436 poprawnie wypełnione kwestionariusze, z czego 374 ankiety pochodziły od przedsiębiorstw, które już angażowały się w bezpośrednie inwestycje zagraniczne, a pozostałe – od firm planujących taką formę lokaty kapitału. Strukturę ankietowanych firm ze względu na branżę, do której kierowały one bezpośrednie inwestycje zagraniczne przedstawia rysunek 1.



Rysunek 1. Struktura branżowa ankietowanych firm

Źródło: opracowanie własne.

Wśród badanych firm najwięcej było przedsiębiorstw reprezentujących branżę przetwórstwa przemysłowego – 33%, pozostałe sekcje PKD (głównie działalność finansowa i ubezpieczeniowa) – 22% oraz handel i naprawę pojazdów samochodowych – 16%. Taka struktura branżowa w umiarkowanym stopniu odzwierciedla aktualną

³ Informacje na temat ankietowanych przedsiębiorstw pozyskano z ogólnodostępnych elektronicznych baz firm, w tym firm odnotowanych przez PAIZ.

strukturę polskich firm inwestujących za granicą⁴, co może wynikać między innymi ze sposobu doboru firm do badania ankietowego, jak również z objęcia badaniem jednostek, które jeszcze nie prowadziły BIZ (a jedynie planują taką formę inwestycji).

Motywy podejmowania BIZ były oceniane przez respondentów (najczęściej członków zarządu ankietowanych firm) na 5-stopniowej skali o następujących wariantach odpowiedzi: czynnik nieważny – 1, mało ważny – 2, średnio ważny – 3, ważny – 4, bardzo ważny – 5. Respondenci oceniali ponad 30 motywów podejmowania BIZ. W celu redukcji i klasyfikacji tych zmiennych posłużono się analizą głównych składowych (Principal Components Analysis – PCA). Ta technika badawcza pozwala na identyfikację ukrytych zmiennych (czynników wspólnych) oraz na redukcję liczby zmiennych opisujących zjawisko (por. Hair i inni, 1998; Jolliffe, 2002; Kline, 1994; Pagès, 2014). Wyodrębnione czynniki pozwolą na wyselekcjonowanie tych motywów prowadzenia bezpośrednich inwestycji zagranicznych, które mają największy wkład w wyjaśnienie zmienności badanego zjawiska. W wyniku stosowania metody PCA wyodrębniane są składowe główne stanowiące liniowe kombinacje zmiennych pierwotnych, przy czym nowy układ współrzędnych podlega takiej rotacji, aby zmaksymalizować zmienność (wariancję) nowego czynnika. Składową główną w nowym układzie współrzędnych można przedstawić następująco:

$$U_j = a_{1j}X_1 + a_{2j}X_2 + \dots + a_{sj}X_s; \quad i = 1, 2, \dots, s, \quad j = 1, 2, \dots, t, \quad (1)$$

gdzie:

i – wskaźnik zmiennej pierwotnej,

j – wskaźnik składowej głównej,

t – liczba składowych głównych,

s – liczba zmiennych pierwotnych (motywów BIZ),

U_j – składowa główna,

X_i – motyw podejmowania BIZ.

Współczynniki a_{ij} , czyli ładunki czynnikowe wyrażają korelację pomiędzy zmiennymi pierwotnymi X_i i zmienną U_j . Jego kwadrat określa proporcję zmienności wyjaśnionej przez równanie (1) w stosunku do całkowitego rozproszenia wyników zmiennej U_j . Jednocześnie wartość własną λ_j przedstawia wzór:

$$\lambda_j = \sum_{i=1}^s a_{ij}^2. \quad (2)$$

W analizie PCA po „nałożeniu na dane” pierwszego czynnika zgodnie z kryterium maksymalizacji wariancji, definiowana jest kolejna składowa główna maksymalizująca

⁴ Według danych NBP najwięcej polskich BIZ jest lokowane w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym (ok. 50%), a w dalszej kolejności w sektorze przedsiębiorstw prowadzących działalność profesjonalną, naukową i techniczną (ok. 14%) oraz w sektorze przetwórstwa przemysłowego (ok. 14%), <http://www.nbp.pl/home.aspx?f=publikacje/pib/pib.html> (data pobrania: 10.09.2015).

pozostałą część zmienności itd. W omawianej procedurze zastosowano ortogonalną rotację osi układu współrzędnych typu VARIMAX, która zapewnia maksymalizację wariancji kolejnych niezależnych względem siebie czynników. Dzięki analizie głównych składowych możliwa jest również klasyfikacja wyselekcjonowanych motywów podejmowania BIZ w przestrzeni nowych czynników.

W niniejszych badaniach wyodrębniając składowe główne posłużono się kryterium Kaisera, ustalając dolny próg wartości własnej na poziomie 1, co pozwala na uwzględnienie takich czynników głównych, które wyodrębniają co najmniej tyle zmienności, ile zmienna oryginalna.

Do zbadania rzetelności motywów BIZ włączonych do poszczególnych czynników wyodrębnianych w ramach analizy PCA oraz do oceny wewnętrznej spójności powstałych wymiarów zastosowano współczynnik alfa Cronbacha. Wybór tej miary wynika z faktu, że jest ona jednym z bardziej efektywnych i zarazem popularnych narzędzi analizy rzetelności (por. Ferguson, Takane, 1989). Współczynnik alfa Cronbacha można obliczyć ze wzoru:

$$\alpha = \frac{k}{(k-1)s_c^2} (s_c^2 - \sum_{i=1}^k s_i^2), \quad (3)$$

k – liczba pozycji testowych,

s_c^2 – wariancja całkowita wyników ogólnych testów,

s_i^2 – wariancja pozycji testowych.

Wartość współczynnika alfa Cronbacha pozwala określić spójność pozycji tworzących daną skalę, zatem określa, w jakim stopniu elementy wchodzące w skład danego wymiaru czy skali są do siebie podobne. Współczynnik alfa Cronbacha jest unormowany w przedziale $[0;1]$. Im wartość tego wskaźnika jest bliższa 1, tym wyższy poziom rzetelności, większa spójność danych tworzących dany wymiar skali.

Kolejny etap procedury badawczej polegał na segmentacji ankietowanych respondentów i utworzeniu ich profilów w wymiarze motywacyjnym. W tym celu najpierw posłużono się aglomeracyjną metodą Warda (Ward, 1963; Hartigan, 1975), przy czym jako wartości cech przyjęto ładunki czynnikowe dla każdego obiektu (firmy) obliczone na podstawie wcześniej przeprowadzonej analizy PCA. Wybór metody Warda wynikał z jej wysokiej efektywności w wyodrębnianiu homogenicznych skupień potwierdzonej w licznych badaniach (np. Blashfield, 1976; Degens, Federkiel, 1978; Kuiper, Fisher, 1975; Schmidt, Hollensen, 2006). Metoda Warda wykorzystuje podejście analizy wariancji: algorytm zmierza do minimalizacji sumy kwadratów skupień, które powstają na każdym etapie analizy aglomeracyjnej. Dendrogram otrzymany w wyniku grupowań metodą Warda umożliwił wybór optymalnej liczby homogenicznych skupień przedsiębiorstw.

Następnie do grupowania firm zastosowano niehierarchiczną metodę k -średnich (Dalenius, Gurney, 1951; Schmidt, Hollensen, 2006; Wedel, Kamakura, 2000). Grupowanie tą metodą jest procedurą iteracyjną; w każdej iteracji obiekty są przeno-

szone pomiędzy skupieniami. Algorytm k -średnich w pewnym sensie jest „odwrotnością” analizy wariancji: minimalizuje on zmienność wewnątrz skupień i maksymalizuje zmienność pomiędzy skupieniami.

Kolejnym narzędziem badawczym wykorzystanym do sprawdzenia, które z czynników najbardziej dyskryminują (różnicują) powstałe skupienia przedsiębiorstw jest analiza dyskryminacyjna (Johnson, Wichern, 1992; Klecka, 1980). W tej analizie zmienna dyskryminacyjna jest przedstawiana w postaci liniowej kombinacji standaryzowanych zmiennych diagnostycznych wektora $(S_1, S_2, \dots, S_p)$:

$$D_i = b_{1i}S_1 + b_{2i}S_2 + \dots + b_{ip}S_p \quad (4)$$

lub w postaci liniowej kombinacji zmiennych niestandaryzowanych $(Z_1, Z_2, \dots, Z_p)$:

$$W_i = c_{0i} + c_{1i}Z_1 + c_{2i}Z_2 + \dots + c_{ip}Z_p. \quad (5)$$

Wyznaczanie funkcji dyskryminacyjnych odbywa się zgodnie z postulatem maksymalizacji stosunku zmienności międzygrupowej do zmienności wewnątrz grup.

Do zbadania, w jakim stopniu zmienne dyskryminują skupienia, zastosowano statystkę Λ Wilksa i związaną z nią statystykę χ^2 (Dobosz, 2004):

$$\Lambda_m = \prod_{i=m+1}^t \frac{1}{1 + \lambda_i}; \quad m = 0, 1, 2, \dots, t-1, \quad (6)$$

$$\chi^2 = (1 + 0,5a + 0,5l - n) \ln \Lambda_m, \quad (7)$$

gdzie:

a – liczba grup klasyfikacyjnych,

l – liczba cech wybranych do analizy,

m – wskaźnik statystyki Λ Wilksa,

n – liczebność próby.

Statystyka (7) ma rozkład chi-kwadrat o $(l-m)(a-m-1)$ stopniach swobody.

Wartość własna λ_j wskazuje na znaczenie odpowiedniej funkcji dyskryminacyjnej w różnicowaniu powstałych segmentów przedsiębiorstw. Umożliwia ona również wyznaczenie współczynnika korelacji kanonicznej informującego o zależności pomiędzy zmienną dyskryminacyjną a zmienną kanoniczną reprezentującą grupy (Dobosz, 2004):

$$r_{U|V_i} = \sqrt{\frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i}}. \quad (8)$$

4. WYNIKI BADANIA EMPIRYCZNEGO

Selekcję motywów podejmowania BIZ oraz identyfikację czynników wspólnych przeprowadzono za pomocą analizy PCA z rotacją VARIMAX. Wyjściową liczbę składowych głównych wynoszącą 5 ustalono na podstawie kryterium Kaisera. W sumie wyjaśniają one łącznie ok. 87,10% zmienności zmiennych oryginalnych. Szczegółowe wyniki analizy głównych składowych przedstawia tabela 1. Uwzględniono w niej te zmienne, dla których ładunki czynnikowe są nie mniejsze niż 0,5.

Tabela 1.

Wyniki analizy głównych składowych dla zmiennych reprezentujących motyw podejmowania BIZ

Nazwa czynników/zmiennych	Średnia	Odchylenie standardowe	Ładunki czynnikowe	Wartość własna	Procent zmienności wyjaśnionej
Kosztowe	4,213	0,718		10,425	40,096%
koszty pracy	4,704	0,597	0,924		
ceny zasobów naturalnych	4,470	0,709	0,904		
koszty pozyskania kapitału	4,241	0,849	0,873		
koszty energii	3,638	0,972	0,642		
koszty transportu	4,060	0,874	0,511		
koszty dzierżawy gruntów	4,167	0,806	0,502		
Rynkowe	3,668	0,830		5,124	19,708%
nowe rynki zbytu	4,466	0,756	0,982		
perspektywa rozwoju rynku	4,124	0,916	0,827		
chłonność rynku	4,339	0,813	0,715		
poszukiwanie niszy rynkowej	2,626	1,037	0,624		
ominięcie barier handlowych i protekcyjizmu	2,784	1,106	0,548		
Prawne	3,474	0,714		3,450	13,269%
prawodawstwo gospodarcze i administracyjne	3,725	1,041	0,954		
rozwiązania prawne w zakresie BIZ	3,489	0,998	0,845		
polityka celna i podatkowa	4,812	0,500	0,583		
stabilność przepisów prawnych	1,872	0,851	0,514		

Nazwa czynników/zmiennych	Średnia	Odchylenie standardowe	Ładunki czynnikowe	Wartość własna	Procent zmienności wyjaśnionej
Spoleczno-polityczne	2,835	0,794		2,422	9,315%
poziom zamożności społeczeństwa	2,874	1,178	0,701		
poziom bezrobocia	2,106	0,960	0,628		
stan środowiska naturalnego	1,842	0,932	0,683		
stopień ingerencji państwa w gospodarkę	2,670	1,153	0,559		
stabilność polityczna	3,032	1,052	0,521		
kwalifikacje kadry pracowniczej	4,486	0,706	0,506		
Efektywnościowe	2,531	0,843		1,224	4,708%
uczestnictwo w gospodarczych ugrupowaniach regionalnych	1,583	0,828	0,648		
koncentracja działalności gospodarczej w regionie	2,087	0,908	0,629		
modernizacja metod produkcji	3,174	1,113	0,574		
kooperacja z lokalnymi firmami	3,633	1,030	0,527		
infrastruktura gospodarcza	2,179	0,949	0,525		

Źródło: opracowanie własne.

Pierwszy czynnik wyjaśniający najwięcej, bo ok. 40,096% zmienności wyników poddanych analizie dobrze reprezentuje zmienne opisujące sferę kosztową: *koszty pracy, zasobów naturalnych, pozyskiwania kapitału, energii, transportu i dzierżawy gruntów*. W tej grupie zmiennych respondenci za najważniejszą determinantę BIZ uznali *koszty pracy* (średnia ok. 4,704), a za najmniej istotną – *koszty energii* (3,638).

Drugi czynnik wyjaśniający ok. 19,708% całkowitej wariancji dobrze reprezentuje sferę rynkową za pomocą zmiennych: *nowe rynki zbytu, perspektywa rozwoju rynku, chłonność rynku, poszukiwanie niszy rynkowej, ominięcie barier handlowych i protekcyjizmu*. Spośród czynników rynkowych wiodącym okazały się *nowe rynki zbytu* (średnia 4,466), a najmniejsze znaczenie zdaniem respondentów miało *poszukiwanie niszy rynkowej* (2,626).

Trzeci czynnik wyjaśnia ok. 13,269% zmienności wyników poddanych analizie i dobrze reprezentuje zmienne: *prawodawstwo gospodarcze i administracyjne, rozwiązania prawne w zakresie BIZ, polityka celna i podatkowa, stabilność przepisów prawnych* – zatem zmienne opisujące sferę prawną w kraju przyjmującym BIZ. W tej grupie zmiennych wiodącą determinantą okazała się *polityka celna i podatkowa* (średnia 4,812), a najniższą rangę zyskała *stabilność przepisów prawnych* (1,872).

Czwarty czynnik wyjaśnia ok. 9,315% zmienności wyników i najlepiej reprezentuje zmienne przedstawiające sferę społeczno-polityczną: *poziom zamożności społeczeństwa, poziom bezrobocia, stan środowiska naturalnego, stopień ingerencji państwa w gospodarkę, stabilność polityczną, kwalifikacje kadry pracowniczej*. Najwyższą wagę w tej sferze respondenci przypisywali *kwalifikacjom kadry pracowniczej* (średnia 4,486), a najniższą – *stanowi środowiska naturalnego w kraju przyjmującym BIZ* (1,842).

Ostatni piąty czynnik wyjaśnia ok. 4,708% całkowitej wariancji wyników i dobrze przedstawia zmienne: *uczestnictwo w gospodarczych ugrupowaniach regionalnych, koncentracja działalności gospodarczej w regionie, modernizacja metod produkcji, kooperacja z lokalnymi firmami, infrastruktura gospodarcza* – zatem zmienne reprezentujące sferę efektywnościową. W tej grupie zmiennych wiodącą determinantą okazała się *kooperacja z lokalnymi firmami* (średnia 3,633), a za najmniej istotne respondenci uważali *uczestnictwo w gospodarczych ugrupowaniach regionalnych* (1,583).

Spójność klasyfikacji zmiennych zawartych w tabeli 1 sprawdzono następnie za pomocą współczynnika alfa Cronbacha. Wyniki tego wskaźnika zawiera tabela 2.

Tabela 2.

Wyniki współczynnika alfa Cronbacha dla grup motywów podjęcia BIZ

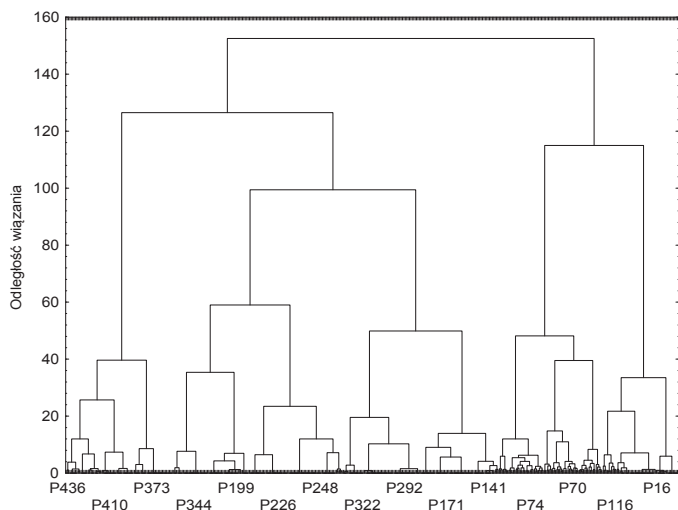
Rodzaj czynników	Alfa Cronbacha
Kosztowe	0,845
Rynkowe	0,832
Prawne	0,735
Społeczno-polityczne	0,777
Efektywnościowe	0,819
Wszystkie	0,877

Źródło: opracowanie własne.

Wartości współczynnika alfa Cronbacha w poszczególnych grupach motywów BIZ są wysokie, co wskazuje na rzetelny dobór determinantów BIZ tworzących te grupy. Ponadto współczynnik alfa Cronbacha dla każdej grupy czynników jest niższy od wartości wyznaczonej dla wszystkich czynników (0,877), więc rezygnacja z którejkolwiek grupy czynników nie poprawi rzetelności całego zestawu determinantów BIZ. Reasumując, wysokie poziomy współczynnika alfa Cronbacha w ramach każdego z wyróżnionych wymiarów motywacyjnych świadczą o ich wewnętrznej spójności i właściwej klasyfikacji elementów wchodzących w ich skład.

W następnym etapie badań pogrupowano ankietowane przedsiębiorstwa wykorzystując metodę Warda. W grupowaniu wykorzystano ładunki czynnikowe, które dla każdego obiektu (przedsiębiorstwa) obliczono na podstawie wcześniej przepro-

wadzonej analizy głównych składowych. Odpowiedni dendrogram wynikowy przedstawiono na rys. 2.



Rysunek 2. Dendrogram wyników grupowania przedsiębiorstw (P1-P436) metodą Warda

Źródło: opracowanie własne.

Stosując kryterium pierwszego wyraźnego przyrostu odległości aglomeracyjnej optymalną liczbę skupień ustalono na 5 (Sokołowski, 1992). W związku z tym taką liczbę skupień przedsiębiorstw przyjęto w kolejnym grupowaniu, które przeprowadzono metodą *k*-średnich. Przeciętne wartości czynników motywacyjnych (tj. *kosztowych*, *rynkowych*, *efektywnościowych*, *prawnych* i *społeczno-politycznych*) w każdym ze skupień przedstawiono w tabeli 3. Dodatkowo zamieszczono w niej również wyniki jednoczynnikowej analizy wariancji ANOVA.

Z tabeli 3 wynika, że czynniki kosztowe osiągnęły najwyższą średnią wartość (4,993) w trzecim skupieniu (segment C), czynniki rynkowe odpowiednio – 4,852 w skupieniu drugim (segment B), czynniki efektywnościowe – 3,197 w skupieniu czwartym (segment D), czynniki prawne – 3,807 w skupieniu pierwszym (segment A) i czynniki społeczno-polityczne – 3,451 w skupieniu piątym (segment E). Przedstawione wyniki maksymalnych wartości średnich według utworzonych skupień wskazują, że segment A dobrze reprezentuje przedsiębiorstwa *zorientowane na optymalizację podatkową*, segment B – przedsiębiorstwa *zorientowane na klienta*, segment C – przedsiębiorstwa *zorientowane na obniżenie kosztów*, segment D – przedsiębiorstwa *zorientowane na poprawę efektywności*, a segment E – przedsiębiorstwa *zorientowane na warunki społeczno-polityczne w kraju przyjmującym BIZ*. Wyniki jednoczynnikowej analizy wariancji ANOVA pokazują, że każdy z wymiarów motywacyjnych wniósł istotny wkład (na poziomie istotności $p < 0,001$) w różnicowanie tworzonych skupień przedsiębiorstw.

Tabela 3.

Średnie wartości wymiarów motywacyjnych według wyróżnionych skupień przedsiębiorstw

Wymiary motywacyjne	Segmenty przedsiębiorstw zorientowane na:					F	p
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)		
	optymalizację podatkową n = 148 (33,94%)	klienta n = 93 (21,33%)	obniżenie kosztów n = 76 (17,43%)	poprawę efektywności n = 73 (16,74%)	uwarunkowania społeczno-polityczne n = 46 (10,55%)		
Kosztowe	4,149	4,704	4,993	3,824	2,757	413,986	0,000
Rynkowe	3,305	4,852	4,295	3,288	2,009	522,907	0,000
Efektywnościowe	2,193	2,946	2,850	3,197	1,196	535,538	0,000
Prawne	3,807	3,758	3,470	3,349	2,033	529,168	0,000
Spółeczno-polityczne	2,470	3,019	3,009	2,772	3,451	625,768	0,000

Źródło: opracowanie własne.

Dodatkowo stosując testy *post hoc* T2 Tamhane'a i Bonferroniego⁵ stwierdzono występowanie istotnych różnic dla wszystkich par utworzonych skupień przedsiębiorstw (na poziomie istotności $p < 0,001$). Tym samym można potwierdzić, że przedstawiona segmentacja jest właściwa, grupy przedsiębiorstw są spójne i wystarczająco separowalne.

Aby rozstrzygnąć, które z wymiarów motywacyjnych najbardziej dyskryminują powstałe segmenty przedsiębiorstw, zastosowano następnie analizę dyskryminacyjną. Jej wyniki w postaci współczynników kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych, wartości własnych i odpowiadających im pierwiastków kanonicznych, współczynników korelacji kanonicznych, wartości Λ Wilksa i związanych z nimi wartości statystyki χ^2 zamieszczono w tabelach 4 i 5.

Tabela 4.

Współczynniki kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych

Wymiary motywacyjne	Współczynniki surowe				Współczynniki standaryzowane			
	Funkcja 1	Funkcja 2	Funkcja 3	Funkcja 4	Funkcja 1	Funkcja 2	Funkcja 3	Funkcja 4
Kosztowe	0,866	-2,261	0,316	-0,377	0,284	-0,741	0,103	-0,124
Rynkowe	0,302	-1,864	-1,283	-1,025	0,104	-0,642	-0,442	-0,353
Efektywnościowe	1,081	-0,100	3,798	0,844	0,375	-0,035	1,317	0,293
Prawne	1,241	1,341	-0,815	3,539	0,366	0,396	-0,241	1,045
Spółeczno-polityczne	0,862	2,765	-2,203	-2,667	0,264	0,845	-0,673	-0,815
Wyraz wolny	-14,246	4,122	2,839	-1,522				

Źródło: opracowanie własne.

⁵ W badaniach wykorzystano testy *post hoc* zaliczane raczej do testów konserwatywnych.

Tabela 5.

Wartości własne pierwiastków kanonicznych

Funkcja	Wartość własna	Procent wyjaśnionej wariancji	Korelacja kanoniczna	Λ Wilksa	χ^2	df	p
1	9,157	89,57%	0,949	0,042	1362,061	20	0,000
2	0,736	7,20%	0,651	0,428	365,247	12	0,000
3	0,267	2,61%	0,459	0,743	128,024	6	0,000
4	0,063	0,61%	0,243	0,941	26,170	2	0,000

Źródło: opracowanie własne.

Odpowiednie wyniki przedstawione w tabeli 5 wskazują, że wszystkie funkcje kanoniczne statystycznie istotnie różnicują grupy ankietowanych firm wyróżnionych ze względu na motywację BIZ. Wartości współczynnika korelacji kanonicznej są zróżnicowane dla poszczególnych funkcji dyskryminacyjnych. Najwyższy współczynnik korelacji ma pierwsza funkcja dyskryminacyjna, względnie wysoki – druga, umiarkowany – trzecia, a najniższy – czwarta funkcja dyskryminacyjna. Pierwsza funkcja dyskryminacyjna wyodrębnia ok. 89,57% wariancji międzygrupowej, a druga – ok. 7,2%, a trzecia i czwarta – pozostałą część zmienności międzygrupowej. Aby określić poziomy „zbędności” rozważanych wymiarów motywacyjnych w analizie dyskryminacyjnej, zastosowano statystkę Λ Wilksa i cząstkową Λ Wilksa. Odpowiednie wyniki zamieszczono w tabeli 6.

Tabela 6.

Wyniki badania „zbędności” czynników motywacyjnych w analizie dyskryminacyjnej

Wymiary motywacyjne	Λ Wilksa	Cząstkowa Λ Wilksa	F	p	Tolerancja
Kosztowe	0,054	0,777	30,666	0,000	0,723
Rynkowe	0,048	0,872	15,636	0,000	0,548
Efektywnościowe	0,056	0,747	36,097	0,000	0,508
Prawne	0,052	0,817	23,954	0,000	0,694
Spółeczno-polityczne	0,057	0,742	37,021	0,000	0,515

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wartości lambada Wilksa i testu F obliczonych dla każdego z wymiarów motywacyjnych stwierdzono, że wszystkie czynniki mają istotne znaczenie w modelu dyskryminacyjnym (na poziomie istotności $p < 0,001$). Najwyższy wskaźnik tolerancji wynoszący 0,723 mają czynniki *kosztowe*, co oznacza ok. 27,7% zbędność tych czynników w zależnościach przedstawianych w modelu. Najniższy

poziom tolerancji wynoszący 0,508 mają czynniki *efektywnościowe*, co wskazuje na ok. 49,2% zbędności tych czynników w modelu.

W podsumowaniu analizy dyskryminacyjnej przedsiębiorstw zbadano poziom trafności ich klasyfikacji (tabela 7).

Tabela 7.

Macierz trafności klasyfikacji w analizie dyskryminacyjnej

Segmenty obserwowane	Segmenty przewidywane						Razem
		E	D	A	B	C	
	E	39 (84,78%)	0 (0,00%)	7 (15,22%)	0 (0,00%)	0 (0,00%)	46 (100,00%)
	D	0 (0,00%)	48 (65,75%)	23 (31,51%)	2 (2,74%)	0 (0,00%)	73 (100,00%)
	A	0 (0,00%)	2 (1,35%)	146 (98,65%)	0 (0,00%)	0 (0,00%)	148 (100,00%)
	B	0 (0,00%)	2 (2,15%)	0 (0,00%)	91 (97,85%)	0 (0,00%)	93 (100,00%)
	C	0 (0,00%)	0 (0,00%)	0 (0,00%)	0 (0,00%)	76 (100,00%)	76 (100,00%)

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki macierzy poprawności klasyfikacji firm wskazują na stosunkowo wysoki odsetek trafnie zaklasyfikowanych jednostek do każdego z pięciu segmentów, tj. przedsiębiorstw zorientowanych na warunki społeczno-polityczne, poprawę efektywności, optymalizację podatkową, klienta i obniżenie kosztów. Najwyższą zgodność klasyfikacji odnotowano w segmencie C (100% poprawnie sklasyfikowanych przedsiębiorstw zorientowanych na obniżenie kosztów), a najniższą – w segmencie D (65,75% poprawnie sklasyfikowanych przedsiębiorstw zorientowanych na poprawę efektywności). W przekroju wszystkich pięciu grup firm odsetek poprawnie zaklasyfikowanych jednostek wyniósł ok. 91,70%, co wskazuje na wysoki poziom poprawności przeprowadzonej analizy dyskryminacyjnej ze względu na orientację przedsiębiorstw podejmujących BIZ. Analizując wyniki przedstawionych tu badań można postawić pytanie, czy występuje zależność pomiędzy wyodrębnionymi segmentami motywacyjnymi przedsiębiorstw, a preferowanymi przez nie kierunkami eksportu BIZ? W tabeli 8 przedstawiono liczebności przedsiębiorstw odpowiadające wyróżnionym segmentom motywacyjnym i głównym destynacjom polskich inwestycji bezpośrednich. W zestawieniu wyróżniono główne kierunki eksportu polskich BIZ: obszar UE, kraje europejskie poza UE, Azję i pozostałe kierunki. Z przeprowadzonego badania wynika, że najczęściej było przedsiębiorstw, które należały do segmentu *zorientowanych na optymalizację podatkową* i jako obszar destynacji BIZ wskazywały UE (69 firm)

bądź kraje europejskie poza UE (57 firm). Z kolei najmniej było firm, które reprezentowały segment przedsiębiorstw *zorientowanych na obniżenie kosztów* i wskazywały Azję jako optymalną destynację BIZ (5 firm), jak również firm *zorientowanych na warunki społeczno-polityczne* i wskazujących inne destynacje niż UE, kraje europejskie poza UE, czy Azję. Obliczona wartość statystyki chi-kwadrat Pearsona równa 36,370 ($p < 0,001$) pokazuje istotny związek pomiędzy segmentami motywacyjnymi firm a preferowanymi kierunkami eksportu polskich BIZ.

Tabela 8.

Tabela liczebności firm według segmentów motywacyjnych i głównych kierunków eksportu polskich BIZ

Segment przedsiębiorstw	Preferowany kierunek eksportu BIZ				Razem
	UE	Europa poza UE	Azja	Inne	
A	69 (46,62%)	57 (38,51%)	8 (5,41%)	14 (9,46%)	148 (100,00%)
B	34 (36,56%)	32 (34,41%)	6 (6,45%)	21 (22,58%)	93 (100,00%)
C	31 (40,79%)	25 (32,89%)	5 (6,58%)	15 (19,74%)	76 (100,00%)
D	28 (38,36%)	27 (36,99%)	10 (13,70%)	8 (10,96%)	73 (100,00%)
E	17 (36,96%)	11 (23,91%)	13 (28,26%)	5 (10,87%)	46 (100,00%)

Źródło: opracowanie własne.

5. PODSUMOWANIE

Z przedstawionych badań wynika, że najważniejszymi czynnikami decydującymi o uruchomieniu bezpośrednich inwestycji zagranicznych przez polskie przedsiębiorstwa są czynniki kosztowe i rynkowe, natomiast najmniejsze znaczenie mają czynniki efektywnościowe i społeczno-polityczne. Wobec niestabilnej sytuacji politycznej w niektórych regionach świata (w tym w Europie Wschodniej) może zastanawiać niezbyt wysoka ocena przez respondentów tej ostatniej grupy czynników. Należy tu jednak przypomnieć, że badania były prowadzone na przełomie lat 2014/2015 i zapewne polskim przedsiębiorcom potrzebny jest dłuższy czas na odpowiednie „zdyskontowanie” informacji o międzynarodowej sytuacji politycznej i społecznej. Ważnym osiągnięciem w artykule jest segmentacja przedsiębiorstw podejmujących BIZ. W pracy wykazano, że największy segment stanowią firmy, dla których istotnym motywem działalności międzynarodowej jest optymalizacja podatkowa. Może to sugerować, że część polskich inwestycji ma charakter zagranicznych transferów kapitałowych kierowanych

np. do krajów z korzystniejszymi stopami podatkowymi niż obowiązujące w Polsce. Poprzez tworzenie spółek córek w takich krajach, jaki i dzięki stosowaniu cen transferowych firmy skutecznie zmniejszają swoje obciążenia podatkowe. Ponadto pokazano, że wyróżnione segmenty przedsiębiorstw pozostają w statystycznie istotnym związku z głównymi kierunkami eksportu polskich BIZ. Przedstawione wnioski odnoszą się do badanej zbiorowości przedsiębiorstw i odzwierciedlają one ich aktualne tendencje i priorytety motywów BIZ. W związku z tym do uogólnienia formułowanych wniosków na populację przedsiębiorstw należy podchodzić z ostrożnością, ale zdaniem autora zaobserwowane prawidłowości mogą być punktem odniesienia dla innych firm planujących w bliskiej przyszłości eksport BIZ. Wyniki przedstawionych badań mogą być również interesujące dla organów szczebli rządowych lub samorządowych, które w różnych krajach decydując o ramach prawnych i gospodarczych działalności firm, kształtują warunki do przyciągania kapitału zagranicznego.

Należy jednak podkreślić, że z uwagi na dynamicznie zmieniającą się sytuację geopolityczną na świecie i zagrożenie niestabilnością ekonomiczną w niektórych krajach i regionach, nastroje wśród przedsiębiorców mogą się zmieniać i tym samym hierarchizacja priorytetów decydujących o eksporcie BIZ może ewoluować. W przyszłości konieczna więc będzie kontynuacja badań motywów BIZ i dalsza aktualizacja ich wyników.

LITERATURA

- Bellak Ch., Leibrecht M., Stehrer R., (2008), *Policies to Attract Foreign Direct Investment: An Industry-Level Analysis*, FIW Report, 19.
- Blashfield R. K., (1976), Mixture Model Tests of Cluster Analysis: Accuracy of Four Agglomerative Hierarchical Methods, *Psychological Bulletin*, 83 (3), 377–388.
- Busse M., Hefeker C., (2007), Political Risk, Institutions and Foreign Direct Investment, *European Journal of Political Economy*, 23 (2), 397–416.
- Czaplewski L., Wiśniewska E., (2007), Zamierzenia i motywy podejmowania bezpośrednich inwestycji zagranicznych przez polskie przedsiębiorstwa, w: Karaszewski W., (red.), *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w budowaniu potencjału konkurencyjności przedsiębiorstw i regionów*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, 229–244.
- Dalenius T., Gurney M., (1951), The Problem of Optimum Stratification, *Skandinavisk Aktuarietidskrift*, 34, 133–148.
- Degens P. O., Federkiel H., (1978), *A Monte Carlo Study on a Agglomerative Large Sample Clustering*, Compstat 3, Physica Verlag, Vienna.
- Demekas D. G., Horváth B., Ribakova E., Wu Y., (2007), Foreign Direct Investment in European Transition Economies – The Role of Policies, *Journal of Comparative Economics*, 35 (2), 369–386.
- Dobosz M., (2004), *Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań*, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa.
- Dunning J. H., (1981a), Explaining the International Direct Investment. Position of Countries: Towards a Dynamic or Developmental Approach, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 117 (1), 30–64.
- Dunning J. H., (1981b), *International Production and the Multinational Enterprise*, G. Allen and Unwin, London.

- Dunning J. H., (1988), The Eclectic Paradigm of International Production: a Restatement and Some Possible Extensions, *Journal of International Business Studies*, 19 (13), 1–31.
- Dunning J. H., (2004), Determinants of Foreign Direct Investment: Globalization-Induced Changes and the Role of Policies, w: Tungodden B., Stern N., Kolstad I., (red.), *Toward Pro-Poor Policies. Aid, Institutions and Globalization*, World Bank, Washington.
- Ferguson A. G., Takane Y., (1989), *Statistical Analysis in Psychology and Education*, Front Cover, McGraw-Hill.
- Fry M., (1993), *Foreign Direct Investment in a Macroeconomic Framework: Finance Efficiency*, Incentives and Distortions, Working Paper WPS, 1141.
- Gelder M., (1986), *Przyczynek do teorii zagranicznych inwestycji bezpośrednich*, Monografie i opracowania, SGPiS, nr 193, SGPiS, Warszawa.
- Gniadek J., Kępka J., Kotyński J., Pałys L., Rozmuszcz K., Wasylewska K., (2009), Polskie inwestycje za granicą, *Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktury*, Warszawa, 87.
- Goodman L. A., Kruskal W. H., (1972), Measures of Association for Cross Classifications, IV: Simplification of Asymptotic Variances, *Journal of the American Statistical Association*, 67 (338), 415–421.
- Hair J. F., Anderson R. E., Tatham R. L., Black W. C., (1998), *Multivariate Data Analysis*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs.
- Hartigan J. A., (1975), *Clustering Algorithms*, John Wiley & Sons, Inc, New York, USA.
- Jamroży M., (2015), Motywy podatkowe bezpośrednich inwestycji zagranicznych polskich przedsiębiorców, w: Ostaszewski J., (red.), *O nowy ład finansowy w Polsce. Rekomendacje dla animatorów życia gospodarczego*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa, 597–616.
- Johnson R. A., Wichern D. W., (1992), *Applied Multivariate Statistical Analysis*, 6th edition, Prentice Hall.
- Jolliffe I. T., (2002), *Principal Component Analysis*, Series: Springer Series in Statistics, 2nd ed., Springer.
- Klecka W. R., (1980), *Discriminant Analysis*, Sage Publications, Beverly Hills, CA.
- Jun K. W., Singh H., (1996), The Determinants of Foreign Direct Investment in Developing Countries, *Transnational Corporations*, 5 (2), 67–105.
- Karpińska-Mizielińska W., Smuga T., (2007), Determinanty bezpośrednich inwestycji polskich przedsiębiorstw na rynkach zagranicznych, *Gospodarka Narodowa*, SGH w Warszawie, 9, 31–53.
- Kirkpatrick C., Parker D., Zhang Y., (2006), Foreign Direct Investment in Infrastructure in Developing Countries: Does Regulation Make a Difference, *Transnational Corporations*, 15 (1), 143–171.
- Kline P., (1994), *An Easy Guide to Factor Analysis*, Routledge, London.
- Kojima K., (1978), *Direct Foreign Investment. A Japanese Model of Multinational Business Operations*, Croom Helm, London.
- Kuiper F. K., Fisher L., (1975), A Monte Carlo Comparison of Six Clustering Procedures, *Biometrics*, 31 (3), 777–783.
- Mika A., (2010), *Polskie inwestycje bezpośrednie za granicą – stan obecny, perspektywy, rekomendacje*, Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów, SGH w Warszawie, 97, 111–130.
- Mottaleb K., (2007), *Determinants of Foreign Direct Investment and Its Impact on Economic Growth in Developing Countries*, MPRA Paper No. 9457.
- Olszanowska K., (2007), Motywy zagranicznej ekspansji polskich przedsiębiorstw, w: Karaszewski W. (red.), *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w budowaniu potencjału konkurencyjności przedsiębiorstw i regionów*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, 213–227.
- Ozawa T., (1992), Foreign Direct Investment and Economic Development, *Transnational Corporation*, 1 (1), 27–54.
- Ozawa T., Lukas R., (1993), On the Determinants of Direct Foreign Investment: Evidence from East and Southeast Asia, *World Development*, 21 (3), 391–406.
- Oziewicz E., (1998), *Zagraniczne inwestycje bezpośrednie w rozwoju gospodarczym krajów Południowo-Wschodnich*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
- Pagès J., (2014). *Multiple Factor Analysis by Example Using R*. Chapman & Hall/CRC The R Series London.

- Pilarska Cz., (2005), *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w teorii ekonomii*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Przybylska K., (2001), *Determinanty zagranicznych inwestycji bezpośrednich w teorii ekonomicznej. Empiryczna weryfikacja czynników lokalizacji zagranicznych inwestycji bezpośrednich w Czechach, Polsce i na Węgrzech*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Seria Specjalna: Monografie, nr 144, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków.
- Rymarczyk J., (1996), *Internacjonalizacja przedsiębiorstwa*, PWE, Warszawa.
- Rymarczyk J., (2004), *Internacjonalizacja i globalizacja przedsiębiorstwa*, PWE, Warszawa.
- Salamaga M., (2013), *Modelowanie wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na handel zagraniczny w świetle wybranych teorii ekonomii na przykładzie krajów Europy Środkowo-Wschodniej*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Seria Specjalna: Monografie, nr 223, Wydawnictwo UEK, Kraków.
- Schmidt M. J., Hollensen S., (2006), *Marketing Research. An International Approach*, Prentice Hall, Harlow.
- Siemiątkowski P., (2011), Ekspansja zagraniczna polskich przedsiębiorstw, w: Czech-Rogosz J., Pietrucha J., Żelazny R., (red.), *Wybrane aspekty przemian strukturalnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice, 227–236.
- Sokołowski A., (1992), *Empiryczne testy istotności w taksonomii*, Zeszyty Naukowe, Seria Specjalna: Monografie, nr 108, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.
- Ward J. H., (1963), Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function, *Journal of the American Statistical Association*, 58 (301), 236–244.
- Wawrzyniak D., (2010), Determinanty lokalizacji bezpośrednich inwestycji zagranicznych, *Gospodarka Narodowa*, 4, 89–111.
- Wedel M., Kamakura W. A., (2000), *Market Segmentation. Conceptual and Methodological Foundations*, New York, Springer.
- Witkowska J., (1996), *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w Europie Środkowowschodniej. Próba interpretacji na gruncie teorii bezpośrednich inwestycji i teorii integracji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

WIELOWYMIAROWA ANALIZA STATYSTYCZNA MOTYWÓW PODEJMOWANIA BEZPOŚREDNICH INWESTYCJI ZAGRANICZNYCH PRZEZ POLSKIE FIRMY

Streszczenie

Celem artykułu jest identyfikacja i hierarchizacja czynników decydujących o wyborze destynacji polskich bezpośrednich inwestycji zagranicznych, a także segmentacja polskich przedsiębiorstw podejmujących BIZ. Przedmiotem badania są czynniki o charakterze kosztowym, rynkowym, efektywnościowym, prawnym i społeczno-politycznym, które mogą mieć znaczenie przy poszukiwaniu beneficjentów BIZ. W artykule posłużono się danymi pochodzącymi z badania ankietowego przeprowadzonego wśród polskich przedsiębiorstw podejmujących BIZ lub planujących tę formę inwestowania. W badaniach zastosowano m.in. analizę głównych składowych, analizę skupień i analizę dyskryminacyjną. W efekcie uzyskano profile przedsiębiorstw o zbliżonej polityce inwestycyjnej w zakresie priorytetów uwzględnianych przy decyzji o uruchomieniu BIZ. W badaniu wykazano m.in., że najważniejsze przy wyborze destynacji BIZ przez polskie przedsiębiorstwa były czynniki kosztowe i rynkowe, a największy wyróżniony segment przedsiębiorstw obejmował firmy, dla których wiodącym motywem eksportu BIZ jest optymalizacja podatkowa.

Słowa kluczowe: BIZ, badanie ankietowe, analiza głównych składowych, analiza skupień, analiza dyskryminacyjna

MULTIVARIATE STATISTICAL ANALYSIS
OF THE FDI MOTIVATIONS OF POLISH COMPANIES

A b s t r a c t

The purpose of this article is to identify and to rank the main factors determining the choice of Polish foreign direct investment (FDI). The research includes the cost factors, market factors, efficiency factors, law factors, social-political factors, which may be important in the search for the beneficiaries of FDI. In the analysis was used data from a survey conducted among companies investing in FDI or planning this form of investing. In the research there are used PCA analysis, Ward's method, k-means method, discriminant analysis. The result is the creation of companies profiles which have similar investment policy in terms of priorities of the choice of investment destination. The study showed that for polish enterprises choosing a destination of FDI the most important were the cost factors and market factors, and the largest companies segment included enterprises, for which the main motivation of the FDI export was tax optimization.

Keywords: FDI, survey, PCA, cluster analysis, discriminant analysis

BEATA BAL-DOMAŃSKA¹STATYSTYCZNE BAZY DANYCH
JAKO NARZĘDZIE MONITORINGU ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU
– WYBRANE ASPEKTY TEORETYCZNE1. ZRÓWNOWAŻONY ROZWÓJ JAKO KONCEPCJA ROZWOJU
– WPROWADZENIE DO PROBLEMATYKI

Rozwój państw i regionów to nieustające poszukiwanie rozwiązań zmierzających do wzrostu jakości życia mieszkańców poprzez m.in. zwiększenie dobrobytu, bezpieczeństwa i poziomu zdrowia. Intensywny rozwój gospodarczy i społeczny wraz z rosnącą liczbą mieszkańców doprowadził do powstania wielu problemów począwszy od dostępu do dóbr i usług, ubóstwa, bezrobocia, po problemy związane z rosnącym zapotrzebowaniem na surowce energetyczne, wodę, zasoby przyrodnicze, dewastacją środowiska przyrodniczego, wymieraniem gatunków (roślin i zwierząt), problemami dużych miast. Obecnie w teoriach rozwoju społeczno-gospodarczego oraz polityce coraz wyraźniej podkreślane są aspekty związane z równoważeniem rozwoju w obszarach gospodarki – społeczeństwa – środowiska w imię realizacji koncepcji rozwoju przedstawionej w Raporcie Światowej Komisji ds. Środowiska i Rozwoju (*World Commission on Environment and Development*, 1987) zwanej Komisją Brundtlanda, która zapewnia zaspokojenie potrzeb obecnych pokoleń, bez ograniczania możliwości zaspokojenia potrzeb przyszłych pokoleń.

Wiele instytucji i organizacji o zasięgu międzynarodowym uwzględnia w swojej działalności problemy związane z zagadnieniami zrównoważonego rozwoju. Do wiodących w tym zakresie należą OECD, ONZ, Bank Światowy, Komisja Europejska, Europejska Agencja do spraw Ochrony Środowiska, Eurostat. Zagadnienia te obecne są także w literaturze przedmiotu, dokumentach i działaniach strategicznych państw, na szczeblu centralnym i na poziomie lokalnym i regionalnym, w polityce przedsiębiorstw. Przykładowo od szczytu w Dublinie w czerwcu 1990 roku zrównoważony rozwój stał się zasadą ustrojową Unii Europejskiej i jednym z podstawowych jej zadań, a w świetle postanowień traktatu o Unii Europejskiej podpisanego w Maastricht 7 lutego 1992 roku, w Konstytucji UE zaakcentowane zostało wejście wspólnoty europejskiej na drogę zrównoważonego rozwoju (por. Mazur-Wierzbička, 2006).

¹ Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Ekonomii, Zarządzania i Turystyki w Jeleniej Górze, ul. Nowowiejska 3, 58-500 Jelenia Góra, Polska, e-mail: beata.bal-domanska@ue.wroc.pl.

ZR nie jest teorią opisującą wąski fragment rzeczywistości, jest raczej procesem skierowanym na osiągnięcie wysokiej jakości życia mieszkańców w długim horyzoncie czasu z poszanowaniem zasobów naturalnych i przyrody, z uwzględnieniem rozwoju w sferze społecznej, gospodarczej i przestrzennej. Rozwój osiągany jest poprzez realizację idei ładu zrównoważonego jako wzorcowego poziomu rozwoju integrującego wszystkie wymiary zrównoważonego rozwoju najczęściej definiowane jako łądy: gospodarczy, społeczny i środowiskowy.

W niniejszym artykule przedstawiono ogólną koncepcję konstrukcji statystycznych baz wskaźników zrównoważonego rozwoju opracowaną na podstawie doświadczeń związanych z budową wybranych baz (Eurostatu, 2004, 2011, 2013, 2014a, 2014b; OECD, 2011), studiów literaturowych w szczególności dorobku przedstawionego w pracach Borysa (2005) oraz US Katowice (2011) oraz doświadczeń autorki. Zebrane materiały i informacje posłużyły do opracowania wzorcowego schematu elementów, założeń i merytorycznych podstaw statystycznej bazy danych wskaźników zrównoważonego rozwoju (ZR). Celem artykułu jest uporządkowanie i prezentacja szerokiej gamy możliwych podejść i aspektów, które powinny być uwzględnione przy konstrukcji statystycznych baz danych ZR w zakresie zestawu wskaźników i ich struktury, sposobu ich prezentacji, jak i wybranych aspektów monitoringu i oceny realizacji koncepcji zrównoważonego rozwoju. Zakres zagadnień jest szeroki. Artykuł ma charakter wprowadzający, skupiony na aspektach teoretycznych i ogólnej prezentacji zagadnień dotyczących budowy statystycznych baz danych wskaźników ZR. Temat ten jest kontynuowany w następnych artykułach, których tematyka dotyczy problemów związanych z praktycznym wdrożeniem przedstawionej poniżej koncepcji.

2. ZAŁOŻENIA BUDOWY STATYSTYCZNYCH BAZ DANYCH NA POTRZEBY MONITORINGU ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU

Pojawienie się koncepcji zrównoważonego rozwoju w nauce oraz strategiach rozwoju państw oraz lokalnych i regionalnych jednostek terytorialnych wywołało konieczność jego pomiaru. Najczęstszym sposobem opisu i pomiaru zrównoważonego rozwoju jest wykorzystanie zestawu wskaźników statystycznych. Pozwala to na kompleksowe ujęcie licznych obszarów tematycznych składających się na pojęcie zrównoważonego rozwoju w kontekście polityki regionalnej przy jednoczesnym zapewnieniu możliwości ich pogłębionej analizy w wybranych tematach. Zestawy wskaźników umożliwiają nie tylko ocenę aktualnego stanu, ale także formułowanie mierzalnych celów, monitorowanie zachodzących zmian oraz ocenę skutków podejmowanych decyzji i działań. Monitorowanie jest jednym z ważniejszych elementów prowadzenia polityki rozwoju regionalnego. Jak zauważa Malik (2011) „monitorowanie w kontekście polityki rozwoju jest najczęściej rozumiane jako proces systematycznego gromadzenia i przetwarzania (analizowania) wiarygodnych danych (ilościowych i jakościowych) dotyczących wdrażania projektów, programów i strategii rozwoju”.

Budową baz wskaźników zrównoważonego rozwoju mogą zajmować się zarówno pojedyncze podmioty, które na potrzeby swoich działań rozwojowych chcą konstruować narzędzia monitoringu, lub instytucje powołane do dostarczenia informacji statystycznej, w tym publicznych baz danych, szerokiemu gronu odbiorców. Niezależnie od podmiotu tworzącego narzędzie do monitoringu ZR zestawy wskaźników często opierają się o usankcjonowane i powszechnie wykorzystywane mierniki, których dostawcą są publicznie dostępne serwisy statystyczne. Instytucje powołane do celów związanych z budową statystycznych systemów informacji publicznej, jako podmioty mogące zapewnić wysokiej jakości, porównywalne dane statystyczne, w długim horyzoncie czasu, dla obszarów różnej wielkości – odgrywają szczególnie istotną rolę w pomiarze zjawisk. Przy czym należy pamiętać, iż podmioty te najczęściej dostarczają szerokiej gamy wskaźników na potrzeby różnych odbiorców. A w przypadku monitoringu strategii, programów, czy projektów pojawia się zapotrzebowanie ukierunkowane na informację ściśle związaną ze sformułowanymi w tych dokumentach celami. Rodzi to potrzebę ścisłej współpracy i wymiany informacji między zainteresowanymi podmiotami tak, aby plany rozwojowe instytucji związanych z gromadzeniem i udostępnianiem danych korelowały z zapotrzebowaniem na informacje zgłaszanym przez władze i decydentów różnych szczebli. Współpraca ta powinna mieć charakter stały, o długim horyzoncie czasowym oraz powinna być prowadzona z właściwym wyprzedzeniem.

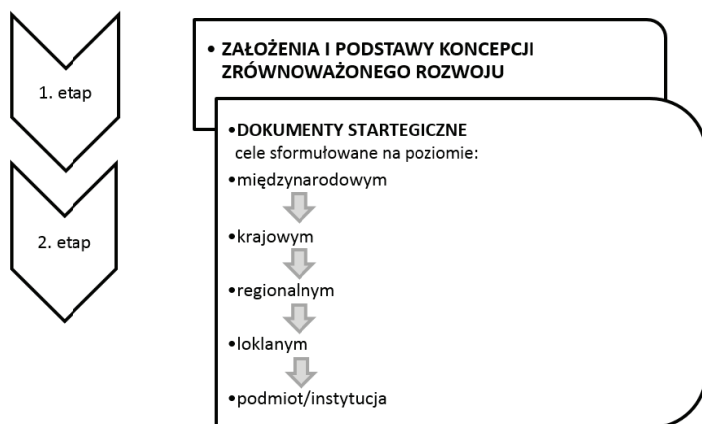
Budowa narzędzia do monitoringu polityki rozwoju opartego na zestawie wskaźników statystycznych obejmuje kilka etapów, w ramach których definiowana jest struktura i funkcjonalności bazy zgodnie z potrzebami i celami jej konstrukcji. W tabeli 1. przedstawiono etapy budowy wzorcowej bazy wskaźników zrównoważonego rozwoju (WZR).

W procesie budowy bazy WZR określany jest zakres i sposób wykorzystania elementów zdefiniowanych w tabeli 1. Możliwe jest uwzględnienie wszystkich elementów konstrukcji bazy lub wybór tylko tych przydatnych i możliwych dla realizacji danego projektu.

2.1. CEL BUDOWY BAZY

Bazy wskaźników ZR mogą być dedykowane dostarczaniu ogólnej informacji o różnej szczegółowości (uniwersalny charakter) lub być ukierunkowane na konkretny dokument strategiczny. Najbardziej wyspecjalizowane bazy mają charakter narzędzia umożliwiającego monitoring realizacji celów wybranej strategii lub programu. Przykładem jest baza wskaźników zrównoważonego rozwoju Eurostatu przygotowana na potrzeby ewaluacji planów strategicznych Komisji Europejskiej. Inne zestawy mogą mieć charakter bardziej ogólny i odzwierciedlać całość zagadnień dotyczących zrównoważonego rozwoju bez uwypuklania aktualnych priorytetów rozwojowych. Tego typu bazy możemy spotkać np. wśród produktów Głównego Urzędu Statystycznego, czy w bazie OECD, SAS – Internetowy System Analiz Samorządowych.

Zdefiniowanie celu budowy bazy WZR warunkuje jej strukturę i wybór wskaźników. Niezależne od wyboru celu budowy bazy zawsze pierwszym etapem (kryterium) doboru wskaźników są założenia i podstawy koncepcji zrównoważonego rozwoju, które mogą być doprecyzowane i uporządkowane według ważności realizacji oraz potrzeb i możliwości danej jednostki (podmiotu) w dokumentach strategicznych (rysunek 1.).



Rysunek 1. Schemat doboru wskaźników zrównoważonego rozwoju z uwagi na cele budowy statystycznej bazy danych

Źródło: opracowanie własne.

Przy określaniu celów ważna jest ich hierarchia. Realizacja idei zrównoważonego rozwoju wymaga konsolidacji działań oraz uwzględnienia interesów i możliwości całej planety, gdyż każdy z jej elementów jest częścią jednego systemu. Dlatego też priorytety formułowane na forum globalnym, powinny być przekładane na cele regionów świata, a dalej państw i społeczności lokalnych, podmiotów/instytucji. Na każdym poziomie cele ogólne powinny być weryfikowane oraz dostosowywane do potrzeb i możliwości konkretnego obszaru z możliwością dołączania priorytetów wynikających ze specyfiki danej jednostki terytorialnej (Bal-Domańska, Bieńkowska, 2014). Działania rozwojowe powinny być kierowane na wzmocnienie mocnych stron regionu i ograniczanie słabych, wykorzystanie szans i niwelację zagrożeń. Takie postępowanie jest zgodne z zasadami inteligentnej specjalizacji jako dynamicznego procesu, w którym regiony identyfikują swoje przewagi długookresowe oparte na silnych stronach wzmacniając pozycję konkurencyjną (por. *European Commission*, 2011).

2.2. ELEMENTY STRUKTURY BAZY

Zakres czasowy. Oprócz elementów podstawowych, jak wskazanie dla jakiego okresu dane powinny być włączone do bazy, konieczne jest także określenie częstotliwości aktualizacji. W zależności od rodzaju monitorowanych działań, mogą to być

okresy o dużej częstotliwości jak np. miesięczne lub małej – jak roczne. Przy dobrze wskaźników do bazy ważnym jest zapewnienie dostępu do aktualnej i porównywalnej informacji przez długi okres. W przypadku baz danych konstruowanych jako narzędzie monitoringu dokumentów strategicznych dostęp do wskaźników powinien być zapewniony co najmniej przez okres przewidziany na realizację działań oraz weryfikację osiągniętych efektów.

Zakres przestrzenny powinien pokrywać obszar objęty działaniem lub w przypadku baz o charakterze ogólnym zainteresowaniem. Niemniej jednak w jednym i drugim przypadku niezmiennie cenna jest możliwość prowadzenia porównań między jednostkami terytorialnymi różnych szczebli, co pozwala w przypadku włączenia jednostek:

- niższego szczebla podziału terytorialnego – na ocenę zróżnicowania w przekroju jednostek,
- tego samego szczebla – na benchmarking,
- wyższego szczebla – na ocenę kierunków rozwoju analizowanej jednostki w relacji do zmian całego układu (np. dla Polski odniesieniem może być UE jako całość).

Typy wskaźników i miar. Kluczowym punktem konstrukcji bazy jest dobór wskaźników, zarówno pod względem adekwatności pokrycia tematycznego, pomiaru celów rozwojowych oraz formy konstrukcji. Kolejną kwestią jest dobór miar będących uzupełnieniem i rozszerzeniem informacji płynącej ze wskaźników, a służących do oceny realizacji koncepcji ZR.

Wskaźniki zrównoważonego rozwoju (W_{ZR}) mogą przyjąć formę prostych wskaźników podstawowych w postaci miar:

- struktury (W_{ZR}^S), gdy pokazują rolę, jaką odgrywa dane zagadnienie na tle całości, co dla j -tego zjawiska ($j = 1, 2, \dots, J$) można zapisać jako:

$$W_{ZR,j}^S = \frac{X_{j,k}}{X_{j,K}} (* 100), \quad (1)$$

gdzie: $X_{j,k}$ – wartość k -tej części j -tego zjawiska X_j , $\sum_{k=1}^c k = K$, c – liczba elementów całości, $X_{j,K}$ – wartość ogółem j -tego zjawiska X_j . Może być ono wyrażone procentowo lub w skali od 0–1, gdzie jeden oznacza całość.

- natężenia (W_{ZR}^N), gdy ich zadaniem jest opis skali (wielkości) j -tego zjawiska (X_j) na tle l -tego (X_l) ($j, l = 1, 2, \dots, J$):

$$W_{ZR,j}^N = \frac{X_j}{X_l}, \quad (2)$$

- bezwzględnych (W_{ZR}^B), gdy ich zadaniem jest pomiar poziomu j -tego zjawiska:

$$W_{ZR,j}^B = X_j. \quad (3)$$

Wskaźniki struktury i natężenia charakteryzują stan zjawiska w danym okresie i są najczęstszymi typami wskaźników spotykanymi w statystycznych bazach danych

zrównoważonego rozwoju. Rzadziej spotykaną formą pomiaru zjawisk w bazach danych są wartości bezwzględne. Ich mała popularność w ocenie zrównoważonego rozwoju wynika z ograniczeń w formułowaniu na ich podstawie wniosków i prowadzenia porównań między jednostkami terytorialnymi różnej wielkości i poziomu. Stąd w statystycznych bazach danych, w których dane dotyczą różnych pod względem typu i wielkości jednostek terytorialnych, najczęściej spotyka się wskaźniki natężenia. W badaniach regionalnych najczęściej punktem odniesienia dla analizowanych zjawisk (mianownik wskaźnika natężenia) jest liczba ludności określonej grupy społecznej lub powierzchnia.

Kolejnym typem wskaźników, który można wykorzystać do konstrukcji narzędzi monitorujących zrównoważony rozwój są wskaźniki docelowe. Określają one poziom zjawiska uznany za pożądany lub wyznaczony do osiągnięcia w danym okresie. Najczęściej są one:

- ustaloną wartością docelową (*WD*) – np. wartość nakładów na badania i rozwój ma osiągnąć poziom 3% produktu krajowego brutto, lub
- informacją, jakiej wielkości zmiana jest oczekiwana (np. stopa bezrobocia rejestrowanego zmniejszy się o 3 punkty procentowe).

Na podstawie prostych wskaźników podstawowych (struktury, bezwzględnych i natężenia) możliwa jest budowa syntetycznych miar rozwoju (SMR), będących funkcyjną kombinacją zdefiniowanego zestawu wskaźników dla obszaru tematycznego, a także konstruowanie różnego typu mierników informujących o zróżnicowaniu, rozkładzie, dynamice, zależnościach lub stopniu osiągania celów ZR.

Budowa syntetycznych miar rozwoju (SMR) nie jest zadaniem prostym zwłaszcza w zakresie doboru wskaźników – ich liczby i rodzaju. Dobrze jest, aby przy doborze składowych SMR kierować się co najmniej następującymi przesłankami:

- liczba wskaźników nie powinna być zbyt duża,
- wskaźniki powinny precyzyjnie opisywać problem badawczy,
- dla obszarów tematycznych należy konstruować cząstkowe SMR,
- dla wskaźników opisujących problemy o różnej roli dla problemu badawczego należy stosować wagi o wielkości zgodnej z wiedzą i/lub założeniami modelu teoretycznego.

Szerzej na temat procedury konstrukcji taksonomicznych miar rozwoju zobacz m.in. w: Hellwig (1968), Strahl (2006), Walesiak (2006), Młodak (2006), Bal-Domańska, Wilk (2011). Wykorzystanie agregatowych (syntetycznych) miar rozwoju w pomiarze i ocenie dobrobytu, rozwoju i jakości życia znaleźć można m.in. w: Ostasiewicz (2002), Fiedor, Kociszewski (2010), Prochowicz, Śleszyński (2008).

W grupie mierników służących ocenie postępów w osiąganiu celów ZR znajdują się m.in. miary zróżnicowania, które:

- 1) pokazują odchylenie poziomu zjawiska w jednostce na tle jednostki wzorcowej (*w*) i mogą przyjmować postać:
 - relacji – dla wskaźników natężenia (ewentualnie wartości bezwzględnych) informując, jaką część jednostki wzorcowej (*w*; $w = 1, 2, \dots, W$) stanowi wartość wskaźnika ZR w *n*-tej badanej jednostce terytorialnej (opcjonalnie dla zwiększe-

nia przybliżenia wartości danych może być wyrażona w skali 0–100 lub innej np. 0–10):

$$R_{WZR,j}^N = \frac{W_{ZR,n}^N}{W_{ZR,w}^N} (* 100), \quad (4)$$

- odchylenia (różnicy) wyrażonego w punktach procentowych – dla wskaźników struktury informując, o ile punktów procentowych wartość wskaźnika ZR jest wyższa lub niższa w n -tej jednostce badanej od wartości wzorcowej w w -tej jednostce.

$$R_{WZR,j}^S = W_{ZR,w}^S - W_{ZR,n}^S. \quad (5)$$

2) pozwalają na analizę zróżnicowania danego zjawiska w przekroju jednostek:

- klasyczny współczynnik zmienności ($V_{WZR,j}^S$) – oparty na średniej arytmetycznej ($\bar{X}_j$) i odchyleniu standardowym (S_j):

$$V_{WZR,j}^S = \frac{S_j}{\bar{X}_j}. \quad (6)$$

Informuje on o stopniu zróżnicowania zjawiska (jako udział odchylenia standardowego w odniesieniu do wartości średniej arytmetycznej). Takie sformułowanie miary pozwala na przeprowadzenie porównań różnych wskaźników. Wartość poniżej 10% zazwyczaj uznaje się za bardzo małe zróżnicowanie zjawiska.

- pozycyjny współczynnik zmienności ($V_{WZR,j}^Q$) – w wersji odpornej na obserwacje odstające z wykorzystaniem mediany (Me) i odchylenia ćwiartkowego (Q) (por. np. Młodak, 2006; Sobczyk, 2007):

$$V_{WZR,j}^Q = \frac{Q_j}{Me_j}. \quad (7)$$

- miary sigma konwergencji σ :

$$\sigma_{WZR,j} = \sqrt{\frac{\sum_{n=1}^N (\ln X_{nt} - \ln \bar{X}_t)^2}{N}}, \quad (8)$$

gdzie: n – liczba obiektów (jednostek terytorialnych, dla których ustalana jest wartość miary) ($n = 1, 2, \dots, N$), t – liczba okresów badania ($t = 1, 2, \dots, T$). Miara sigma konwergencji służy do porównań stopnia zróżnicowania zjawisk w czasie, gdy w kolejnych okresach jej wartość maleje mówimy o zachodzeniu procesów sigma konwergencji.

Wśród miar rozkładu w analizach ZR przydatne mogą być w szczególności współczynniki koncentracji Giniego i krzywa Lorenza (przegląd metod alternatywnych zob. np. Zeliaś i inni, 2002) – miary te wykorzystywane są do określenia nierównomierności rozkładu wybranej cechy, przykładowo wskaźnik Giniego przyjmujący wartości

z przedziału $[0;1]$, gdzie 0 oznacza brak zróżnicowania, wykorzystywany jest do oceny nierówności społecznych (np. rozkład dochodów gospodarstw domowych).

Ważnym rodzajem wskaźników wykorzystywanych w ocenie postępów w realizacji określonych celów są miary dynamiki. Pozwalają one na pomiar i ocenę zmian zachodzących w czasie. Możliwe jest wykorzystanie kilku podstawowych form pomiaru zmian zjawisk w czasie – miary jednopodstawowe, w których punktem odniesienia (0) jest dowolnie wybrany okres lub łańcuchowe, w których odniesieniem jest rok poprzedni (dla $0 = t - 1$). Do najczęściej spotykanych miar wykorzystywanych w analizie dynamiki należą:

- przyrosty absolutne ($I_{WZR,t}^A$):

$$\text{dla wartości wskaźnika struktury } I_{WZR,t}^{AS} = W_{ZR,t}^S - W_{ZR,0}^S, \quad (9)$$

$$\text{dla wartości wskaźnika natężenia } I_{WZR,t}^{AN} = W_{ZR,t}^N - W_{ZR,0}^N, \quad (10)$$

$$\text{dla wartości bezwzględnej } I_{WZR,t}^{AB} = W_{ZR,t}^B - W_{ZR,0}^B, \quad (11)$$

- indeksy dynamiki ($I_{WZR,t}^D$):

$$\text{dla wartości wskaźnika natężenia } I_{WZR,t}^{DN} = \frac{W_{ZR,t}^N}{W_{ZR,0}^N} (* 100), \quad (12)$$

$$\text{dla wartości bezwzględnej } I_{WZR,t}^{DB} = \frac{W_{ZR,t}^B}{W_{ZR,0}^B} (* 100), \quad (13)$$

- średnioroczne tempo zmian ($I_{WZR,t}^{TZ}$):

$$\text{dla wartości wskaźnika natężenia } I_{WZR,t}^{TZ,DN} = \sqrt[t-1]{\frac{I_{ZR,t}^{DN}}{I_{ZR,0}^{DN}}} (* 100), \quad (14)$$

$$\text{dla wartości bezwzględnej } I_{WZR,t}^{TZ,DB} = \sqrt[t-1]{\frac{I_{ZR,t}^{DB}}{I_{ZR,0}^{DB}}} (* 100). \quad (15)$$

Do oceny zmian w czasie przydatnym narzędziem jest analiza trendu wyznaczonego na podstawie linii regresji lub średniej ruchomej celem usunięcia wahań krótkookresowych i przypadkowych odchyleń – dzięki czemu uzyskujemy miarę ogólnej tendencji rozwojowej (szerzej na temat wybranych elementów analizy tendencji rozwojowej zob. np. Zeliaś i inni, 2002; Sobczyk, 2007).

Oprócz oceny zmian w czasie miary dynamiki mogą być wykorzystane do oceny tempa dochodzenia do ustalonej wartości docelowej (WD). Do tego celu wykorzysty-

wane są dla nieliniowych ścieżek zmian wartości średniorocznego tempa zmian lub dla liniowych ścieżek zmian wartości ustalone według wzoru:

$$\frac{WD - W_{ZR,0}^N}{T - 0}, \quad (16)$$

gdzie: T – rok końcowy, 0 rok początkowy (bazowy), $W_{ZR,0}^N$ – początkowa wartość wskaźnika.

Przegląd metod oceny zmian w kierunku ustalonych wartości docelowych przedstawiono m.in. w Eurostat (2014b).

Na bazie wskaźników dynamiki można opracować wskaźniki specjalistyczne (ang. *decoupling indicators*) do pomiaru i oceny efektów działań rozwojowych w kontekście założeń koncepcji zrównoważonego rozwoju. Przykładem takich wskaźników są miary rozdziału między wzrostem gospodarczym a tempem wykorzystania środowiska, czy zasobów naturalnych. Wyróżnia się dwa poziomy rozdziału rozwoju gospodarczego od czynników środowiskowych:

- absolutny rozdział (ang. *absolute decoupling*) – zasoby środowiskowe nie zmieniają się lub ich wykorzystanie maleje, podczas gdy gospodarka rośnie (rozвивa się),
- względny rozdział (ang. *relative decoupling*) – czynniki związane z rozwojem gospodarki rosną szybciej niż wykorzystanie środowiska,

ponadto można wskazać następujące sytuacje:

- brak rozdziału – gospodarka rośnie przy wzroście wykorzystania środowiska,
- bezskuteczność – gdy zasoby środowiska maleją bez wzrostu gospodarczego.

Do pomiaru procesów rozdziału można zdefiniować wskaźnik rozdziału (DF – ang. *decoupling factor*):

$$DF_{t/0} = 1 - \frac{W_{ZR,t}^{PR}/W_{ZR,t}^{GOSP}}{W_{ZR,0}^{PR}/W_{ZR,0}^{GOSP}}. \quad (17)$$

Obrazuje on relatywne zmiany w zakresie relacji wskaźnika presji np. środowiskowej do sił napędowych (np. wzrostu gospodarczego) w okresie t (licznik) w porównaniu z okresem początkowym 0 (mianownik). Jeżeli wskaźnik jest dodatni mamy do czynienia z procesami rozdzielenia (absolutnymi lub względnymi), gdy wynosi zero lub przyjmuje wartość ujemną – procesy rozdziału nie zachodzą (OECD, 2002). Alternatywnie do oceny procesów rozdziału można wykorzystać regresję (*Measuring...*, 2006).

Innym typem wskaźników w bazach ZR są współczynniki korelacji pozwalające przykładowo na pomiar stopnia połączenia (zależności) czynników społecznych i środowiskowych. Z uwagi na znaczenie poznawcze tej grupy miar można je potraktować jako wskaźniki specjalistyczne. Miary te służą do pomiaru zależności dwóch zjawisk (np. z zakresu środowiska i obszaru społecznego) w przekroju obiektów (jednostek terytorialnych) i mogą być wyrażone przez:

- współczynnik korelacji liniowej Pearsona ($r_{WZR,j}^P$) dla wskaźników struktury i natężenia:

$$r_{WZR,j}^P = \frac{\sum_{n=1}^N (W_{ZR,j} - \overline{W_{ZR,j}})(W_{ZR,l} - \overline{W_{ZR,l}})}{\sqrt{(W_{ZR,j} - \overline{W_{ZR,j}})^2} \sqrt{(W_{ZR,l} - \overline{W_{ZR,l}})^2}}, \quad (18)$$

- współczynnik korelacji rang Spearmana – jego obliczenie sprowadza się do zastąpienia wartości poszczególnych wartości wskaźników ZR przez kolejny numer w rosnąco uporządkowanym zbiorze a następnie obliczenie współczynnika korelacji Pearsona. Tym samym miara ta staje się bardziej odporna na obserwacje odstające,
- współczynnik Yule’a – dla wskaźników w postaci wartości bezwzględnych wyrażonych w skalach nominalnych (jakościowych) o dwóch poziomach:

$$I_{WZR,t}^Y = \sqrt{\frac{\varphi^2}{N}}. \quad (19)$$

Współczynniki informują o sile i kierunku zależności (za wyjątkiem miary Yule’a, która informuje tylko o sile). Pierwsze dwa współczynniki unormowane są w przedziale [-1;1]. Współczynnik Yula nie może być wartością ujemną i jest bardzo wrażliwy na małe liczebności (bliskie 0), w takich sytuacjach wykazuje wartości dążące do jedności (wskazując na silną zależność). Przegląd alternatywnych miar zależności oraz informacje na temat wnioskowania statystycznego w analizie korelacji odnaleźć można m.in. w pracach Ostasiewicz (1999), Zeliaś i inni (2002), Sobczyk (2007).

Przykładem wskaźnika zależności, który może być cennym źródłem informacji, jest miara korelacji między liczbą zachorowań mieszkańców a stanem środowiska naturalnego, czy poziomem edukacji ekologicznej a segregacją odpadów itp. Współczynnik Yule’a można wykorzystywać do oceny przynależności państwa, czy regionu do danej organizacji, czy wprowadzenia aktów prawa na inne zjawisko o strukturze zero-jedynkowej, np. spadek przestępczości.

Wprowadzając do bazy WZR wskaźniki z grupy „mierniki” (tabela 1.) należy pamiętać, że wykorzystanie i interpretacja niektórych z nich wymaga od użytkownika bazy pewnego poziomu wiedzy statystycznej. Dlatego zaleca się wprowadzanie do ogólnodostępnych baz danych wskaźników prostych, a z bardziej zaawansowanych form pomiaru korzystać w sytuacjach, gdy istnieje możliwość interpretacji np. w formie raportu. Przyjazną formą analizy danych są wykresy i mapy, które w prosty i czytelny sposób (choć dość ogólny) mogą służyć do obserwacji zależności i kierunków zmian w czasie stanowiąc narzędzie poznawcze dostępne dla każdego użytkownika.

Tabela 1.

Schemat budowy bazy wskaźników zrównoważonego rozwoju (WZR)

I. Zdefiniowanie celu budowy bazy WZR
1) informacja na temat kluczowych elementów zdefiniowanych obszarów tematycznych (uniwersalna)
2) możliwie szeroka informacja na temat dużej liczby obszarów tematycznych (uniwersalna)
3) monitorowanie zdefiniowanych w dokumentach strategicznych celów (ukierunkowana)

II. Przyjęcie założeń o elementach struktury bazy WZR	
Zakres czasowy	1) okres, dla którego będą udostępniane dane 2) częstotliwość publikacji danych (np. miesięczne, kwartalne, roczne)
Zakres przestrzenny	1) jednostki, dla której opracowywana jest baza 2) poziom terytorialnej dezagregacji danych 3) benchmarki
Typy wskaźników i miar	1) proste, agregatowe (syntetyczne) 2) podstawowe proste: struktury, natężenia, wartości bezwzględne 3) docelowe 4) specjalistyczne – np. „decoupling” 5) mierniki: dyspersji, rozkładu, dynamiki, zależności
Charakter wskaźników	stymulanta, nominanta, destymulanta
Struktura zestawu wskaźników	1) PROBLEMOWE – łądy – obszary tematyczne/dziedziny – ogólne i specyficzne – krótka, średnia i długa lista 2) PROCESOWE – cykle ekonomiczne – procesy środowiskowe – projekt – strategia 3) SKUTKÓW – teraz – jutro – tu – tam 4) MIESZANE
III. Opracowanie metadanych dla poszczególnych wskaźników ZR	
Metryki	1) znaczenie dla zrównoważonego rozwoju 2) dokumenty planistyczne 3) monitorowane cele 4) definicje pojęć 5) źródła danych
IV. Opracowanie form prezentacji i udostępniania danych z bazy WZR	
Tabele	1) układ tabeli 2) funkcjonalności (np. możliwość przestawiania kolumn)
Wykresy	1) typ wykresu: kolumnowe, liniowe, kołowe, inne 2) funkcjonalności (np. dodawanie jednostek, lat do prezentacji graficznej)
Mapy i kartodiagramy	1) typ mapy: mapa, kartodiagramu 2) funkcjonalności (np. określanie liczby klas do prezentacji)
Opisy i raporty	1) słowa analiza wybranych wyników i wnioski sformułowane na podstawie udostępnianych danych 2) kompleksowe raporty analityczne
Formaty eksportu danych	1) funkcjonalności (np. liczba klas, możliwość przestawiania kolumn w tabeli) 2) definiowania grafiki (np. kolorystyka, kształty) 3) format zapisu i eksportu danych (tabele, wykresy, mapy)

Źródło: opracowanie własne.

Charakter wskaźników. Dla oceny zrównoważonego rozwoju istotne jest określenie pożądanych kierunków zmian dla każdego ze wskaźników. Należy określić, czy ma on charakter stymulacyjny, czyli jego wzrost oznacza poprawę sytuacji i podążanie we właściwym kierunku; destymulacyjny, gdy wzrost jego wartości oceniany jest negatywnie lub dominujący, czyli jest to wartość zmiennej (cechy diagnostycznej), od którego każde odchylenie (wzrost lub spadek wartości) należy ocenić jako niekorzystny. Większość badaczy jest zgodna, co do zdania, że znaczna część wskaźników ma charakter dominujący, jednakże trudno wskazać ich ogólny oczekiwany poziom. Zwłaszcza, jeśli ocenie poddajemy wiele różnych jednostek terytorialnych o różnych parametrach. Możliwe jest, że dla każdej z nich wartość dominująca będzie odmienna. Ustalenie charakteru wskaźników jest zadaniem relatywnie prostym dla ukierunkowanych baz danych budowanych na potrzeby monitoringu konkretnych dokumentów planistycznych. W tym przypadku cele dla poszczególnych jednostek mogą się różnić, a za nimi wartość dominująca i interpretacja poszczególnych wskaźników.

W bazach o charakterze uniwersalnym przy doborze wskaźników należy skupić się na problemach wspólnych dla całego obszaru i tworzących go jednostki terytorialne. W praktyce najczęściej przyjmuje się, że wskaźnik ma charakter stymulacyjny lub destymulacyjny.

Struktura zestawu wskaźników. Ważnym etapem konstrukcji bazy wskaźników jako narzędzia monitorowania postępów w kierunku zrównoważonego rozwoju jest określenie struktury bazy. Wskaźniki zebrane w bazie można pogrupować według kryterium problemowego (tematycznego), procesowego, skutków lub mieszane, łączącego różne typy struktur. Kryterium problemowe dotyczy grupowania wskaźników według ładów lub obszarów tematycznych łącznie z niższymi, bardziej szczegółowymi grupami tematów (np. w ramach obszaru gospodarka można wyodrębnić dziedzinę innowacyjność, czy rynek pracy). Najbardziej rozpoznawalnym kryterium grupowania wskaźników w kontekście zrównoważonego rozwoju jest podział na ład: gospodarczy, społeczny i środowiskowy. Obrazuje on założenie, że rozwój gospodarczy nie jest możliwy bez uwzględnienia sfery społecznej i środowiskowej. W literaturze przedmiotu można spotkać także alternatywne grupowania na:

A. 4 ład:

- gospodarczy, społeczny, środowiskowy, instytucjonalno-polityczny (por. Borys, 2011; Moduły WZR service internetowy GUS),
- ekologiczny, społeczno-instytucjonalny, ekonomiczny, przestrzenny,

B. 5 ład:

- 3 ład główne: ekonomiczny, przyrodniczy, społeczny oraz dwa ład szczegółowe: instytucjonalno-polityczny wyłoniony z ład społecznego, przestrzenny jako element ład przyrodniczego (por. Borys, 2011; Adamowicz, Smarżewska, 2009).

Niezależne od liczby wyróżnionych ładów wszystkie one są połączone i przenikają się w ramach ład zintegrowanego. Borys (2011) określa ład zintegrowany jako pozytywny stan docelowy zmian rozwojowych (podobnie jak cel) łączący w spójny,

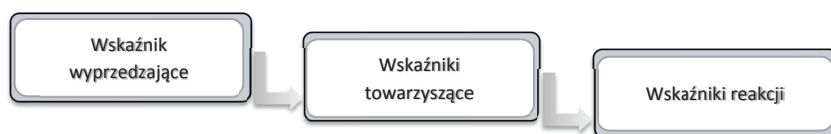
niesprzeczny sposób łączy składowe. Jest on wzorcowym stanem, do którego dąży się w procesie zrównoważonego rozwoju.

Do grupy struktur problemowych baz danych zaliczyć można także wskaźniki zgrupowane według kryterium „ogólne i specyficzne”. Wskaźniki ogólne charakteryzują zjawiska istotne dla całego obszaru objętego monitoringiem i wszystkich jednostek go tworzących – stanowią trzon bazy. Wskaźniki specyficzne obrazują problemy charakterystyczne tylko dla wybranej jednostki terytorialnej – mogą stanowić moduł uzupełniający bazy lub być pobierane spoza niej.

Wśród struktur tematycznych można wyróżnić także bazy wskaźników oparte na krótkich, średnich i długich listach. Krótka lista wskaźników zawiera ogólne i kluczowe informacje, lista średnia zbiera wskaźniki listy krótkiej oraz poszerza je o bardziej szczegółowe informacje, lista długa jest listą o dużej szczegółowości, w której znajdują się także wskaźniki grupy 1. i 2.

Z analitycznego punktu widzenia i możliwości wywnioskowania interesująca jest budowa baz danych w oparciu o procesowe zestawy wskaźników, których zadaniem jest nie tylko pomiar i ocena zmian wybranego zjawiska, ale równocześnie charakterystyka całego procesu w układzie sekwencyjnym lub przyczynowo-skutkowym. Jak wskazuje się Borys (2005) „przyczynowo-skutkowe zestawy wskaźników to w istocie tworzenie kompleksowej teorii określonego zjawiska z logicznie powiązanym ciągiem wzajemnie powiązanych informacji wskaźnikowych łatwych do przetłumaczenia na ciąg celów i działań strategicznych oraz w dużym stopniu wyjaśniających mechanizm działania interesującego nas zjawiska (problemu)”. W zależności od obszaru zastosowania struktury wskaźników można wyróżnić ich kilka typów (Eurostat, 2014a): procesy, cykle ekonomiczne, procesy środowiskowe (przyczyna-stan-reakcja), projekt, strategia.

Schemat przedstawiony na rysunku 2. „cykle ekonomiczne” jest trzyczęściowym zestawem wskaźników opartym na teoriach lub modelach ekonomicznych (por. Eurostat, 2014a).



Rysunek 2. Układ zestawu wskaźników schematu „procesy ekonomiczne”

Źródło: opracowanie własne na podstawie Eurostat (2014a).

Składa się on z wskaźników:

- „wyprzedzających” o charakterze predyktorów, które zmieniają się przed zmianami całej gospodarki i mogą być wykorzystywane jako zwiastuny nadchodzących zmian,
- „towarzyszące”, które zmieniają się w tym samym czasie co gospodarka, są dobrym przybliżeniem aktualnego stanu,

- „reakcji”, których wartości podlegają wahnięciom po zmianach gospodarki, mogą służyć do określenia efektów działań lub zmian.

OECD opracowała na potrzeby analiz środowiskowych schemat wskaźników znanych powszechnie pod sekwencją (rysunek 3.): przyczyna (presja) – stan – reakcja (ang. *Pressure – State – Response*).



Rysunek 3. Układ zestawu wskaźników schematu „procesy środowiskowe”
– trzystopniowy „przyczyna (presja) – stan – reakcja”

Źródło: opracowanie własne.

Pierwsze dwie grupy wskaźników służą do diagnozowania stanu zrównoważonego rozwoju: wskaźniki „presji” pokazują główne źródła problemów i zagrożeń, wskaźniki „stanu” kwantyfikują jakości częściowe stanowiące składowe jakości życia. Wskaźniki grupy „reakcji” wyrażają w sposób wymierny działania skierowane na utrzymanie lub poprawę jakości środowiska. Układ ten jest często proponowany w literaturze jako wzorcowy – Borys (2005), Kusterka (2005), Ptak (2003).

Europejska Agencja Środowiska (agencja Unii Europejskiej) zaproponowała rozbudowę tej trzystopniowej sekwencji do pięciu etapów (znanej jako ang. *the DPSIR framework* – rysunek 4.): czynniki sprawcze – presja – stan – wpływ – reakcja (ang. *Driving forces – Pressure – State – Impact – Response*) – por. Eurostat (2014a), Borys (2003).



Rysunek 4. Układ zestawu wskaźników schematu „procesy środowiskowe” – pięciostopniowy „czynniki sprawcze – presja – stan – wpływ – reakcja”

Źródło: opracowanie własne na podstawie Eurostat (2014a).

Wskaźniki grupy „czynniki sprawcze” charakteryzują ogólną sytuację w zakresie poszczególnych łańdów: ekonomicznego, społecznego lub środowiskowego i towarzyszące temu zmiany w stylu życia, poziomie konsumpcji czy wzorców produkcji. Wskaźniki „presji” wskazują na wprowadzanie do środowiska substancji fizycznych i biologicznych, wykorzystanie zasobów środowiska, czy sposoby użytkowania ziemi. Te dwie grupy wskaźników – czynniki sprawcze i presji – wykorzystywane są do ustalenia wartości wskaźników rozdziału (ang. *decoupling indicators*). Wskaźniki „stanu” charakteryzują ilość i jakość czynników fizycznych, biologicznych i chemicznych na danym obszarze. Ostatnie dwie grupy wskaźników obrazują skutki danej sytuacji. I tak, wskaźniki „wpływu” ukazują konsekwencje i skalę oddziaływania zmian wpro-

wadzonych do środowiska na ekosystem, dobrobyt i zdrowie, wskaźniki „reakcji” natomiast odnoszą się do decyzji politycznych będących reakcją na zmiany obserwowane w środowisku.

Schematy te są powszechnie wykorzystywane przez różne instytucje europejskie jak OECD, ONZ, Unia Europejska (por. Eurostat, 2014a). W literaturze przedmiotu można także znaleźć powołania na wersję czteroelementową (por. Janikowski, 2010). Schemat DPSIR pozwala na konstrukcję wskaźników efektywności, które wyrażają relacje między wybranymi grupami wskaźników tego schematu. Szerzej na temat pomiaru efektywności zob. Malik (2004), Janikowski (2010).

Innym schematem wskaźników jest „projekt” oparty na sekwencji od początkowych zasobów i nakładów do efektów długookresowych (rysunek 5.). Taka filozofia wykorzystywana jest często w projektach realizowanych w sektorze publicznym.



Rysunek 5. Układ zestawu wskaźników schematu „projekt”

Źródło: opracowanie własne na podstawie Eurostat (2014a).

Pierwsza grupa wskaźników „nakłady” charakteryzuje wielkość finansowych i materialnych środków oraz kapitału ludzkiego wykorzystanych w danym projekcie. Grupa wskaźników „produkty” opisuje rezultaty rzeczowe danego projektu, czyli ilość wytworzonych dóbr lub usług. Krótkookresowe efekty realizacji projektu ujęte są w grupie wskaźników „wyniki”, a w czwartej grupie mierzone są pozytywne lub negatywne efekty długookresowe. Do tej grupy baz danych można także zaliczyć bazy typu *input-output*, czyli bazy oparte tylko na dwóch grupach wskaźników nakładów i efektów.

Jako pokrewny rodzaj układu można wskazać schemat „strategia” (rysunek 6.), który oparty jest na priorytetach wynikających z realizacji celów strategicznych realizowanych w ramach prowadzonej polityki.



Rysunek 6. Układ zestawu wskaźników schematu „strategia”

Źródło: opracowanie własne na podstawie Eurostat.

Może on przyjąć postać trzystopniowej piramidy, na szczycie której umiejscowione są wskaźniki główne, monitorujące główne cele strategii i ogólną sytuację w zakresie najważniejszych wyzwań zrównoważonego rozwoju. Do nich wyznaczone są cele i towarzyszące im wskaźniki operacyjne. Te dwa szereby wskaźników celów (głównych i operacyjnych) uzupełnione są zestawem wskaźników wyjaśniających skierowanych na działania lub użytecznych dla oceny postępów w kierunku realizacji priorytetów zdefiniowanych przez strategię zrównoważonego rozwoju. Część ze wskaźników wyjaśniających może być otrzymana przez zdefiniowanie wymiarów wskaźnika operacyjnego ukazujących np. jego strukturę (np. według wieku, sektorów gospodarki). Całość uzupełniona jest przez wskaźniki kontekstowe, których zadaniem jest dostarczenie dodatkowej informacji na temat zjawisk mających bezpośredni wpływ na politykę zrównoważonego rozwoju.

Jako oddzielny układ zakwalifikowano schematy „skutków”. W tej kategorii wytypowano dwa typy zestawów „teraz – jutro” oraz „tu – tam”. Pierwsza grupa obejmuje wskaźniki, które dotyczą aktualnej sytuacji, druga natomiast dotyczy przyszłych stanów, może także zawierać prognozowane wartości dla wskaźników modułu stanów („teraz”) lub skupiać wskaźniki, których efekty działań „teraz” będą widoczne dopiero „jutro”. Schemat „tu – tam” grupuje wskaźniki na te, które opisują zagadnienia zrównoważonego rozwoju w danej, analizowanej jednostce terytorialnej lub regionie oraz jednostki lub regiony bliższego i globalnego sąsiedztwa. Regiony lub jednostki bliższego otoczenia będą skupiały informacje o partnerach. Partnerstwo może wynikać z sąsiedztwa terytorialnego i wspólnych interesów związanych chociażby z środowiskiem naturalnym, współpracą transgraniczną itp. Partnerzy to także organizacje, państwa, z którymi realizowane są wspólne przedsięwzięcia, projekty, partnerzy biznesowi, dostawcy surowców, towarów lub usług. Wszystkie niepowiązane bezpośrednio państwa i organizacje tworzą grupę partnerów sąsiedztwa globalnego.

Aspekt partnerstwa i skutków działań dla otoczenia jest często pomijany w bazach danych, niemniej jednak obszar ten ma istotne znaczenie w kontekście realizacji celów zrównoważonego rozwoju i prowadzonych działań politycznych. W niektórych bazach aspekt kooperacji traktowany jest jako jeden z wymiarów realizacji celów politycznych i włączany jako obszar tematyczny (np. baza *Sustainable Development Indicators* SDI Eurostatu „Global partnership”).

Budowa baz wskaźników zrównoważonego rozwoju może opierać się na jednym ze wskazanych powyżej schematów, może również łączyć elementy kilku z nich tworząc układy wskaźników typu „mieszanego”. Przykładem takiego układu mieszanego jest schemat wykorzystany przez twórców bazy SDI Eurostatu. Wykorzystuje ona podział wskaźników na obszary i dziedziny tematyczne przy jednoczesnym grupowaniu ich według „piramidy”. Innym przykładem są moduły Wskaźników Zrównoważonego Rozwoju BDL GUS, które łączą w sobie dwa schematy problemowe, tj. łądy i obszary tematyczne.

Podsumowując powyższą prezentację różnych schematów wskaźników warto zaznaczyć, że układy problemowe: łądów i obszarów tematycznych pozwalają na identyfikację, czy rozwój następuje we wszystkich kluczowych wymiarach lub czy

w żadnym z wymiarów nie obserwuje się zbytniego pogorszenia, czy degradacji. Są one dobrym narzędziem ogólnej oceny sytuacji w obszarach zainteresowania. W układzie procesowym wskaźników uwaga skupia się na zależnościach łączących poszczególne elementy systemu stanowiąc doskonałe narzędzie operacyjne, dzięki któremu możemy obserwować skutki podejmowanych działań, identyfikować słabe punkty lub zagrożenia oraz ingerować w celu usunięcia barier rozwojowych. Schematy skutków stanowią dobry punkt odniesienia i pozycjonowania miejsca danej jednostki względem przyszłości i otoczenia.

Kulminacyjnym punktem konstrukcji bazy jest przypisanie wskaźnika do elementu schematu. Dzięki czemu dokonujemy operacjonalizacji rozwoju, która jest warunkiem niezbędnym dla generowania koncepcji i procesu jego pomiaru (kwantyfikacji). Umożliwia nam ona określenie o jaki rozwój chodzi, jakie są postulowane cechy oraz co wyznacza wzorzec rozwoju i jego antywzorzec (por. Borys, Fiedor, 2008). Może się zdarzyć, że wskaźnik będzie integrował więcej niż jeden element schematu (np. zatrudnienie jest elementem pokazującym zasoby pracy w gospodarce (ład gospodarczy) a jednocześnie posiadanie pracy jest źródłem zarobków warunkujących pozycję społeczną i warunki życia ludności (ład społeczny)). W literaturze przedmiotu (por. np. Borys, 2005) można znaleźć zalecenia, że w takich sytuacjach należy wskazać wszystkie odniesienia dziedzinowe wskaźnika. Można także wprowadzić wskaźnik do każdego z elementów schematu (ładu) modyfikując go uprzednio tak, aby odzwierciedlał najistotniejsze elementy dla danego problemu (np. „przeciętna długość życia osób w momencie urodzin” dla oceny stanu zdrowia społeczeństwa i pośrednio jakości służby zdrowia (obszar „zdrowie publiczne”), a w obszarze „włączenie społeczne” wskaźnik „przeciętna długość życia osób w wieku 60 lat” pokazujący problemy społeczne i zapotrzebowanie na usługi dla osób starszych, koszty świadczeń społecznych).

2.3. METADANE

Wiarygodna informacja to precyzyjnie udostępniona dana przez dostawcę i rzetelnie rozpoznana przez odbiorcę. Aby dane statystyczne stały się źródłem wiedzy każdy z uczestników produkcji i konsumpcji powinien posiadać o nich informacje, zwane metadanymi.

Metadane są integralną częścią wartości liczbowych podawanych dla wskaźników statystycznych, a wśród nich takich informacji jak:

- a) zakres merytoryczny (definicje pojęć, jednostki miary, dostępne wymiary, dostępność danych w latach i dla jednostek terytorialnych),
- b) znaczenie dla zrównoważonego rozwoju i celów strategicznych (określenie miejsca w schemacie, m.in. poziom zarządzania, ład/obszar tematyczny/proces; wartości docelowe i interpretacje wskaźnika; wskaźniki powiązane; odwołanie do zasad ZR) – zob. też Borys (2005),
- c) jakość danych (źródła danych – zakres i sposób zbierania danych, ich agregacji i techniki wyliczania, kompletność, porównywalność, data aktualizacji danych).

Metadane to najczęściej przygotowane w formie dodatkowego dokumentu (pliku, okienka) informacje wskazujące na warunki gromadzenia danych, ich porównywalności i innych składowych jakości danych i znaczenia dla monitorowanego zagadnienia. Część metadanych może być przekazywana jako atrybuty zmiennej. Polega to na opisanu wartości liczbowej przy danym roku lub jednostce terytorialnej odpowiednią cyfrą, literą lub symbolem graficznym. Metodę atrybutów stosuje się zazwyczaj do przekazania informacji o zmianach w sposobie wyliczenia danych innym niż wartości dla pozostałych lat lub jednostek, np. dane szacunkowe, prognoza. Metoda oznaczania danych poprzez atrybuty nie powinna być wykorzystywana do oznaczania danych nieporównywalnych ze względu na zmianę metodologii wyliczania danych. W takich sytuacjach powinien być powołany w bazie nowy wskaźnik.

Przy opisie wskaźników warto zwrócić uwagę na konstrukcję ich nazw. Powinna ona być możliwie precyzyjna, zwięzła i zwracać uwagę na istotne informacje metodologiczne wynikające np. z ograniczenia danych do wybranej grupy podmiotów. Nazwy wskaźników powinny być konstruowane zgodnie z ustaloną strukturą. Przykładowo wskaźniki struktury każdorazowo mogą zaczynać się od słowa „udział” lub „odsetek” a kończyć na wskazaniu co jest populacją generalną. Wskaźniki natężenia mogą rozpoczynać się od słowa „relacja”. Każdy wskaźnik natężenia powinien być opatrzony pełną nazwą jednostki miary – zarówno tą wynikającą z licznika jak i mianownika relacji.

2.4. PREZENTACJA DANYCH W BAZIE

Najbardziej widocznym elementem bazy danych jest panel wyboru i udostępniania danych. Współcześnie internetowe bazy budowane są z wykorzystaniem rozbudowanych paneli wyboru z opcją ich graficznej prezentacji na wykresach, mapach i kartodiagramach. Daje to możliwość nie tylko ustalenia wartości charakteryzujących dane zjawisko, ale także ich wstępnej analizy w zakresie zmian w czasie, czy rozmieszczenia w przestrzeni. Omówienie tego punktu wykracza poza założenia niniejszego artykułu. Warto jednakże podkreślić, że czytelność i łatwość obsługi panelu wyboru jest cechą wysoce pożądaną. Panel obsługi powinien być przygotowany w sposób minimalizujący konieczność ingerencji użytkownika w wyniki prezentacji.

3. PODSUMOWANIE

Przedstawiony powyżej schemat budowy statystycznej bazy wskaźników zrównoważonego rozwoju porządkuje kluczowe elementy konstrukcji bazy danych, które stanowią drogowskazy przy formułowaniu założeń i typowaniu wskaźników na potrzeby monitoringu ZR poprzez bazy o charakterze uniwersalnego narzędzia pomiaru postępów w osiągnięciu ZR, jak i dedykowanego konkretnym dokumentom strategicznym na poziomie kraju, regionu, czy pojedynczych jednostek i podmiotów. Wskazówki te

mogą być wykorzystane przy budowie ogólnych baz danych, jak i tych konstruowanych na potrzeby poszczególnych projektów.

Podsumowując warto zwrócić uwagę na wielość możliwości opisu ZR, a co za tym idzie wariantów konstrukcji baz danych WZR. Warto podkreślić, że niezależnie od celu budowy tworzenie baz wskaźników zrównoważonego rozwoju powinno umożliwić co najmniej diagnozę stanu obecnego oraz ocenę zmian w czasie, a także porównywanie sytuacji analizowanej jednostki z bliższym lub dalszym otoczeniem w przekroju obszarów tematycznych lub łądów.

LITERATURA

- Adamowicz M., Smarzewska A., (2009), *Model oraz mierniki trwałego i zrównoważonego rozwoju obszarów wiejskich w ujęciu lokalnym*, Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Polityki Europejskie, Finanse i Marketing nr 01(50), 251–269.
- Bal-Domańska B., Bieńkowska A., (2014), Zrównoważony rozwój w pracach Eurostatu i GUS, *Śląski Przegląd Statystyczny*, 12 (18), Wydawnictwo UE, Wrocław, 225–236.
- Bal-Domańska B., Wilk J., (2011), Gospodarcze aspekty zrównoważonego rozwoju województw – wielowymiarowa analiza porównawcza, *Przegląd Statystyczny*, 58 (3-4), 300–322.
- Bartniczak B., (2012), Moduł wskaźników zrównoważonego rozwoju w Banku Danych Lokalnych, *Wiadomości Statystyczne*, 9, GUS, Warszawa, 24–33.
- Borys T., (2003), *Zarządzanie zrównoważonym rozwojem. Agenda 21 w Polsce – 10 lat po Rio*, Wydawnictwo Ekonomia i Środowisko, Białystok, 258–273.
- Borys T., (2005), *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*, Wyd. Ekonomia i Środowiska, Warszawa–Białystok.
- Borys T., (2011), *Zrównoważony rozwój – jak rozpoznać ład zintegrowany*, Problemy Ekorozwoju – Problems of Sustainable Development, 6 (2), 75–81.
- Borys T., Fiedor B., (2008), Operacjonalizacja i pomiar kategorii zrównoważonego rozwoju – przyczynek do dyskusji, w: Plich M., (red.), *Rachunki narodowe. Wybrane problemy i przykłady zastosowań*, GUS Departament Rachunków Narodowych – Uniwersytet Łódzki Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, 115–131.
- European Commission, (2011), *Innovation Union Competitiveness Report. 2011 edition*, Directorate-General for Research and Innovation, EUR 24211.
- Eurostat (2004), *EU Member State Experiences With Sustainable Development Indicators*, European Commission, Eurostat.
- Eurostat (2011), *EU SDS Monitoring Report 2011 Executive Summary*, Eurostat Statistical Book.
- Eurostat (2013), *Sustainable Development Strategy (EU SDS) – 2013 Monitoring Report*, European Commission, Eurostat Statistical Book (<http://ec.europa.eu/environment/eussd/>).
- Eurostat (2014a), *Towards a Harmonised Methodology for Statistical Indicators*, Manuals and Guidelines, Eurostat.
- Eurostat (2014b), *Getting Messages Across Using Indicators. A Handbook based on Experiences from Assessing Sustainable Development Indicators*, Manuals and Guidelines, Eurostat.
- Fiedor B., Kociszewski K., (red.), (2010), *Ekonomia rozwoju*, Wyd. Uniwersytetu Ekonomicznego, Wrocław.
- Hellwig Z., (1968), Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr, *Przegląd Statystyczny*, 4, 307–327.
- Janikowski R., (2010), *Wymiary zrównoważonego rozwoju*, Wyd. Wyższej Szkoły Bankowej, Wrocław–Poznań.
- Kusterka M., (2005), Struktury przyczynowo-skutkowe jako podstawa opracowania systemów wskaźników zrównoważonego rozwoju, PN UE, 1075 we Wrocławiu, *Gospodarka a środowisko*, 3, Wrocław, 92–99.

- Malik K., (2004), *Efektywność zrównoważonego i trwałego rozwoju w wymiarze lokalnym i regionalnym*, Wyd. Instytut Śląski, Opole.
- Malik K., (2011), *Ewaluacja polityki rozwoju regionu – metody, konteksty i wymiary rozwoju zrównoważonego*, PAN KPZK, Warszawa.
- Mazur-Wierzbicka E., (2006), Miejsce zrównoważonego rozwoju w polskiej i unijnej polityce ekologicznej a początku XXI wieku, *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*, 8, Rzeszów.
- Measuring Sustainability and Decoupling. A survey of Methodology and Practice* (2006), Nordic Council of Ministers, TemaNord 2006, 580, Copenhagen.
- Młodak A., (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa.
- OECD (2002), *Indicators to Measure Decoupling of Environmental Pressure from Economic Growth*, SG/SD (2002), 1FINAL, OECD.
- OECD (2011), *Towards Green Growth*, OECD, Paris.
- Ostasiewicz W., (1999), *Statystyczne metody analizy danych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- Ostasiewicz W., (2002), *Metodologia pomiaru jakości życia*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- Ostasiewicz W., (2003), *Pomiar Statystyczny*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- Prochowicz R., Śleszyński J., (2008), *Wskaźniki trwałego dobrobytu dla Polski w okresie 1990–2004*, w: Plich M., (red.), *Rachunki narodowe. Wybrane problemy i przykłady zastosowań*, GUS Departament Rachunków Narodowych – Uniwersytet Łódzki Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, 132–149.
- Ptak M., (2003), Wykorzystanie gospodarczych wskaźników zrównoważonego rozwoju do oceny jakości życia w regionie, w: *Jakość życia w perspektywie nauk humanistycznych, ekonomicznych i ekologii*, Wyd. AE we Wrocławiu, Jelenia Góra, 214–225.
- Strahl D., (2006), *Metody oceny rozwoju regionalnego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- Urząd Statystyczny w Katowicach, (2011), *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju Polski*, Urząd Statystyczny w Katowicach, Katowice.
- Walesiak M., (2006), *Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- World Commission on Environment and Development, (1987), *Our Common Future*, World Commission on Environment and Development, Oxford University Press, Oxford.
- Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S., (2002), *Metody statystyczne. Zadania i sprawdziany*, PWE, Warszawa.

STATYSTYCZNE BAZY DANYCH JAKO NARZĘDZIE MONITORINGU ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU – WYBRANE ASPEKTY TEORETYCZNE

Streszczenie

Działania związane z realizacją polityki rozwoju tworzą zapotrzebowanie na szeroką gamę wskaźników statystycznych stanowiących opis sfer życia, które mogą być wykorzystane przez decydentów różnych szczebli w prowadzeniu swojej działalności. Zrównoważony rozwój, który jest procesem osiągnięcia pożądanej jakości życia, wymaga narzędzi pozwalających na ocenę, w którym miejscu jesteśmy na ścieżce zrównoważonego rozwoju.

W artykule przedstawiono ogólną koncepcję budowy statystycznej bazy danych wskaźników na potrzeby monitoringu zrównoważonego rozwoju o charakterze uniwersalnym lub ukierunkowanym na konkretne dokumenty strategiczne. Koncepcja opracowana na podstawie doświadczeń własnych autorki, jak i dorobku instytucji statystycznych i literatury przedmiotu.

Słowa kluczowe: statystyczna baza danych, wskaźniki, monitoring zrównoważonego rozwoju

STATISTICAL DATABASE AS THE MONITORING TOOL OF SUSTAINABLE DEVELOPMENT
– SELECTED THEORETICAL ASPECTS

A b s t r a c t

The activities related to the implementation of development policy create the demand for a wide range of statistical indicators supporting the description of the spheres of life, which can be used by the decision makers at various levels while performing diverse operations. Sustainable development, representing the process aimed at achieving the desirable life quality, requires adequate tools allowing for the assessment of our current place along the path of sustainable development.

The article presents the general concept of a statistical database construction covering indicators for the purposes of sustainable development monitoring, of universal nature or targeted at the specific strategic documents. The concept was developed based on the author's own experiences as well as the output of statistical institutions and the subject literature.

Keywords: statistical database, indicators, sustainable development monitoring

POLSCY STATYSTYCY I MATEMATYCY

CZESŁAW DOMAŃSKI¹ROLA POLSKICH STATYSTYKÓW
W MIĘDZYNARODOWYM INSTYTUCIE STATYSTYCZNYM

1. WPROWADZENIE

Tak wyjątkowe wydarzenie jakim był dla statystyków 60th World Statistics Congress w Rio de Janeiro, daje asumpt do prześledzenia rozwoju statystyki, ze szczególnym uwzględnieniem udziału polskich statystyków.

W końcu XVII i początku XVIII wieku zakres i charakter zbierania danych dla celów administracji państwowej ulega pewnym zmianom w zależności od potrzeb i charakteru działalności państwa. Pojawiają się w tym okresie nowe prace zawierające próby analizy statystycznej danych dotyczących życia administracyjnego i gospodarczego. Jednocześnie poprawiane i doskonalone są metody zbierania informacji statystycznych.

Do wyróżniających się polskich statystyków należy zaliczyć *Jakuba Kazimierza Haura* (1632–1709) sekretarza królewskiego, uważanego za prekursora polskiej statystyki. Opracował m.in. wzór zestawienia szacunków plonów i ogłosił go w pracy wydanej w Krakowie w 1675 r.

Największy jednak rozwój statystyki w Polsce przypada na okres rozbiorów i jest dziełem reformatorów, którzy sprawę odzyskania niepodległości politycznej wiązali z uświadomieniem i jednoczeniem społeczeństwa polskiego. W tym też okresie dochodzi do realizacji statystycznych idei, i to w skali ogólnopaństwowej. Publiczne wypowiedzi wielkich mężów stanu – Fryderyka Józefa Moszyńskiego (1737–1817), Józefa Wybickiego (1747–1822), Stanisława Staszica (1755–1826), prezentują stan

¹ Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Metod Statystycznych, ul. Polskiej Organizacji Wojskowej 3/5, 90-255 Łódź, Polska, e-mail: czedoman@uni.lodz.pl.

gospodarki państwa za pomocą liczbowych zestawień i spisów. W wypowiedziach tych i ich pracach można odnaleźć pierwsze przejawy grupowania statystycznego.

W okresie Księstwa Warszawskiego powstają prace statystyczne stojące na szczególnie wysokim poziomie. Wtedy też pojawiają się w publikacjach polskich terminy „statystyka” i „statystyczny”.

2. OSIĄGNIĘCIA STATYSTYKÓW POLSKICH PRZED UTWORZENIEM MIĘDZYNARODOWYCH KONGRESÓW STATYSTYCZNYCH

Jako pierwszego należy przedstawić Feliksa Łoyko (1717–1779) – polskiego szlachcica, dyplomata, męża zaufania króla Stanisława Augusta, historyka, pisarza politycznego, prawnika, statystyka i ekonomistę. Autor 69 tomów różnych nieopublikowanych rękopisów z których korzystał m.in. T. Czacki. Stosował metody szacunku i pojęcie wartości średniej. Uznany za pioniera polskiej myśli statystycznej.

Znamienną postacią wśród polskich statystyków był Fryderyk Józef Moszyński (1738–1817). Autor konstytucji sejmowej *Lustracja dymów i podanie ludności* (1789), wprowadzającej pierwszy w historii Polski spis powszechny. Przygotował spis od strony metodologicznej (organizacja, wzory czterech tablic spisowych) oraz zaprezentował wyniki przy pomocy tablic pokazujących społeczną i terytorialną strukturę ludności kraju. Spis ten nie był imienny, ale zawierał liczbę „dymów” (gospodarstw, posesji).

Jednym z pierwszych demografów z pewnością był Tadeusz Czacki (1765–1813) – współzałożyciel Towarzystwa Przyjaciół Nauk (1800) oraz Towarzystwa Handlowego (1802). Samouk, mąż stanu, organizator handlu, przemysłu i rękodziela, historyk wysokiej miary, znawca prawa, pedagog pozostawił po sobie szereg prac historycznych i ekonomiczno-statystycznych. W najważniejszym dziele pt. „O litewskich i polskich prawach” prezentuje wyniki swoich badań. Czacki w wyżej wymienionej pracy zajmuje się przede wszystkim statystyką demograficzną oraz prawidłowościami zachodzącymi w stanie i ruchu naturalnym ludności. Sporo miejsca poświęca także statystyce produkcji i zbytu zbóż. Produkcję zbóż oblicza Czacki szacując ją na podstawie danych o wysiewie. Zasadniczym opracowaniem Czackiego charakteryzującym go jako statystyka jest rozprawa pt. „Statystyka Polski”, którą napisał Czacki prawdopodobnie około 1802 r., a drukiem ogłoszona została dopiero w 1845 r. w t. III Dzieł zebranych. Obok zagadnień ludnościowych Czacki zajmował się jeszcze statystyką przestępczości.

Jako pierwszy słowa „statystyka” w języku polskim użył Stanisław Staszic (1755–1813) w 1807 roku w dziele „O statystyce Polski. Krótki rzut wiadomości potrzebnych tym, którzy ten kraj chcą oswojzić, i tym, którzy chcą rządzić”. Jeden z najwybitniejszych przedstawicieli polskiego oświecenia, prekursor badań terenowych i turystyki górskiej. Studiował nauki przyrodnicze na uniwersytetach w Lipsku, Getyndze i Paryżu. W okresie Sejmu Czteroletniego zwolennik Stronnictwa Patriotycznego, rzecznik reform.

3. MIĘDZYNARODOWE KONGRESY STATYSTYCZNE

W 1840 roku powstał zwyczaj zbierania się uczonych, jednej gałęzi nauki, na kongresach w celu ustalenia metod poszukiwania oraz rozwiązywania ważniejszych problemów. Podstawą tego były wystawy powszechne, gromadzące przedstawicieli przemysłu, nauki pochodzących z różnych krajów.

Pierwszą myśl kongresu statystycznego powziął w 1851 roku w Londynie Adolphe Quetelet (1796–1874), prezes Belgijskiej Komisji Centralnej Statystycznej. Wraz z innymi uczonymi przebywającymi w tym czasie w Londynie (m.in. pp. Porter, Fleischer) ułożył plan kongresu statystycznego i wraz z ówczesnym rządem belgijskim podjął się drogą dyplomatyczną zaprosić wszystkie państwa do uczestniczenia w kongresie statystycznym, czego owocem był kongres statystyczny międzynarodowy w Brukseli w 1853 roku.

Komisja organizacyjna przygotowała obszerny program zaliczając do niego prawie wszystkie działy statystyki. Celem kongresu było wprowadzenie jedności w wydawnictwach oficjalnych (do celów przedstawiania rezultatów porównawczych). Wprowadzenie takiej organizacji zapewniło większą doniosłość i trwałość prac statystycznych. Dla nadania jedności pracom statystycznym potrzeba było skupić je wokół jednego środowiska. Dla osiągnięcia tego celu, podczas kongresu postanowiono utworzyć Komisje Centralne złożone z przedstawicieli państwowych, specjalistów naukowych w każdym państwie.

Kolejną ważną sprawą jaką zajął się ten kongres był spis ludności, który miał być przeprowadzony według ogólnie przyjętych zasad:

- Spisy ludności powinny być imienne i oparte na zasadzie ludności rzeczywistej,
- Spisy powinny się powtarzać w okresach 10 letnich,
- Dla każdej rodziny albo gospodarstwa powinna być osobna lista,
- Obowiązkiem osób spisujących będzie zbieranie danych kompletnych oraz prawdziwych zebranych według ustalonych norm i zasad,
- Spisy powinny obejmować szereg danych m.in. takich jak: Imię i Nazwisko, wiek, miejsce urodzenia, język używany itd.
- Rezultaty spisów we wszystkich krajach powinny być opracowane według tym samych wzorców, jednolitych i jednostajnych, umożliwiając możliwość porównywania ich pomiędzy sobą.

Podczas kongresu postanowiono również utworzenie ksiąg ludności, których powstanie miało nastąpić na podstawie danych spisów ogólnych. Postanowiono również tworzyć zestawienia roczne ruchu ludności w kwestii stanu cywilnego oraz prowadzenie ksiąg emigracyjnych. Kwestią rozstrzyganą podczas kongresu był kadaster gruntowy oraz podział posiadłości gruntowych.

Kolejne posiedzenie międzynarodowego kongresu statystycznego odbyło się w Paryżu w roku 1855. Głównymi postanowieniami tego Kongresu były następujące kwestie:

- Statystyka wypadków komunikacyjnych, przedsiębiorstw, kopalniach i fabrykach, chorób epidemicznych, śmiertelności, chorób umysłowych, więzień i zakładów karanych, drogowa i komunikacyjna.
- Wprowadzenie statystyki „przezorności i zabezpieczenie przyszłości”. Kongres rozróżnił m.in.:
 - Kasy Oszczędnościowe,
 - Towarzystwa pomocy wzajemnej,
 - Kasy Emerytalne,
 - Towarzystwa Ubezpieczeń.

W tym Kongresie aktywny udział brał August Cieszkowski. Na jednej z sesji tego kongresu zaproponował wprowadzenie jedność miar i wag dla wszystkich narodów. Razem z P. Debranz (Austria), Cieszkowski aktywnie uzasadniał tę propozycję, nie tylko z punktu widzenia statystyków, ale również podkreślił wszystkie korzyści dla poszczególnych rządów i narodów.

O idei kongresów statystycznych, a w szczególności o pracach Kongresu w Paryżu opinia polska poinformowana została bezpośrednio po Kongresie. Mianowicie w ukazującym się w Krakowie miesięcznym dodatku naukowym do dziennika „Czas” w tomie I z 1856 r. (s. 624–639) Henryk Wodzicki zamieścił obszerny esej pt. „Statystyka i kongres statystyczny”, w którym informuje o powstałej w okresie wystawy światowej w Londynie w 1851 roku idei systematycznego, co dwa lata, zwoływania międzynarodowych kongresów statystycznych.

Trzecie posiedzenie kongresu statystycznego odbyło się w Wiedniu w 1857 roku. Podczas tego kongresu poprawiono szereg postanowień wcześniejszych kongresów. W trakcie kongresu opracowano m.in.:

- Statystyka wiadomości o przyczynach śmierci (w tym określono wzór świadectw lekarskich, wymóg oznaczenia przyczyn śmierci, kontrola wypadków śmierci),
- Statystyka Stowarzyszeń niosących pomoc osobom chorym i ułomnym (w tym statystyki zdrowia i jej rezultatów),
- Statystyka wpływu geograficznego położenia na zdrowie,
- Statystyka sądowo-karna, sądowo-cywilna oraz własności ziemnej, (w ostatniej części kongres szczególną uwagę zwrócił na ilość ogólną właścicieli, na ogólną powierzchnię kraju, na podział własności według jej wielkości, dochodu z własności, wartość posiadłości gruntowych),
- Statystyka towarzystw akcyjnych,
- Statystyka przemysłu fabrycznego,
- Statystyka literatury,
- Statystyka wykształcenia oraz danych które nauki przyrodnicze powinny dostarczać statystyce, w tym: a) układu poziomego kraju, b) układu pionowego, c) układu geologicznego, d) hydrografii, e) stanu fizycznego ziemi, f) stanu atmosfery, g) geografii roślin i zwierząt,
- Podstawy statystyki etnograficznej oraz kartografii,

- Statystykę finansową, opierającą się na sprawozdaniach rocznych, wykazów przychodów i wydatków rocznych opracowywanych po zamknięciu roku finansowego i kontroli wszystkich rachunków.

Czwarte posiedzenie kongresu statystycznego miało miejsce w Londynie w 1860 roku. Postanowienia które zostały opracowane podczas kongresu podzielono na następujące rozdziały:

- Zmiany posiadłości ziemskich (wyrażono życzenie ułożenia statystyki przemian posiadłości ziemskich),
- Statystykę sądową (sformułowano zasady, podział przestępstw i przekroczeń),
- Statystykę zdrowia (w tym statystykę szpitali, higieny, wprowadzenie urzędników zdrowia i ogłaszanie sprawozdań periodycznych w każdej miejscowości o stanie jej zdrowia),
- Statystykę górnictwa i rolnictwa, dróg, cen i zarobków,
- Statystykę banków (kongres podzielił banki wedle charakteru ich działania, na odpowiedzialność),
- Statystykę lekarską armii, marynarki, zdrowia służby morskiej, służby wojskowej, wojsk lądowych i morskich,
- Statystykę spisów ludności (poprawiono postanowienia wcześniejszych kongresów),
- Statystykę literatury.

Podczas kongresu w Londynie dyskutowano również odnośnie jednorodności statystycznej. W tej kwestii kongres uwzględnił podział na: miary i wagi, monet, ogłoszeń i wag.

Kongres zalecił przyjęcie jednego ogólnego południka dla wszystkich państw i wspólną skalę dla danych termometrycznych i barometrycznych.

Piąty raz kongres statystyczny zebrał się w Berlinie w 1863 roku. Głównymi celami kongresu było:

- Uczynienie prac statystycznych porównywalnymi,
- Zebranie danych statystycznych ze wszystkich dziedzin życia państwowego i narodowego,
- Rozszerzenie zamięlowania do statystyki i jej pożyteczności.

Program kongresu został opracowany przez Dr Engla i składał się z 6 części, według których powstało sześć sekcji:

1. Sekcja Organizacyjna: a) organizacja kongresu, b) komisje centralne, c) spis ludności.
2. Sekcja Własności Gruntowej.
3. Sekcja Cen, Zarobków i ruchem towarów na drogach żelaznych.
4. Sekcja Statystyki porównawczej zdrowia i śmiertelności ludności cywilnej i wojskowej.
5. Sekcja Samopomocy społecznej i ubezpieczeń.
6. Sekcja jedności miar, wag i monet.

Kolejny kongres statystyczny miał miejsce we Florencji w 1867 roku. Program obrad był bardzo obszerny i obejmował 8 punktów:

1. Teoria i technika statystyki – postanowiono, aby na czele prac statystycznych stała Rada, złożona z ludzi będących autorytetami w przedmiocie. Zadaniem rady byłoby: oznaczenie pierwiastków naukowych i praktycznych, rozpraw nad metodą zbierania danych, nakreślenie planu poszukiwań, zestawień i form wydawnictw.
2. Topografia – omawiano organizację stacji meteorologicznych oraz hydrografii.
3. Rolnictwo – uczestnicy kongresu ustalili, że statystyka ekonomiczna powinna obejmować następujące aspekty: ekonomiczny, prawny, agronomiczny. Kongres zalecił określenie wielkości dochodu ogólnego z ziemi, dokładnych cenników wszystkich produktów rolnych oraz ustalił szczegółowy program kredytu ziemskiego oraz spisu inwentarza żywego.
4. Statystyka gmin – dotyczył ustroju demograficznego i ekonomicznego.
5. Statystyka obiegu monetarnego i kredytowego. Kongres opracował schemat produkcji złota i srebra oraz obiegu tych metali, użycia ich w kwestii monetarnej oraz schemat dla obiegu kredytowego.
6. Statystyka moralna i sądowa. Uczestnicy Kongresu postanowili utworzyć na przyszłych posiedzeniach komitet opieki nad klasami ubogimi. Odniesiono się również do statystyki sądowo-karnej i cywilnej, przedstawiając schemat pobudek dla przestępstw. Przy ocenie przestępstw sugerował uwzględniać wiek, płeć, stan cywilny, wykształcenie, oraz informację czy przestępca był poprzednio pod opieką instytucji opiekuńczych czy podobnych instytucji.
7. Higiena. Zalecono ogłaszanie statystyki sanitarnej wojsk lądowych i morskich oraz przypominał o rocznych statystykach dotyczących: umundurowania, uzbrojenia, żywienia, żołdu.
8. Wykształcenie publiczne.

Do postanowień specjalnych uchwalonych przez delegatów rządowych podczas kongresu należały m.in.:

- Wymiana wydawnictw statystycznych,
- Wymiana wydawnictw rządowych,
- Zwolnienie tych wydawnictw z opłat pocztowych,
- Wydawanie wydawnictw małego formatu (oprócz wydawnictw oficjalnych w wielkim formacie)

Siódma sesja kongresu statystycznego odbyła się w 1869 roku w Hadze. Prace tego kongresu obejmowały:

1. Metodologia statystyczna. Zalecano rządowi układanie planów lub tablic statystycznych, zwracały równą uwagę na interes i potrzeby administracji jak i na interes społeczności i nauki, wprowadzenie wykładów ze statystyki w szkołach wszystkich stopni od wykształcenia elementarnego aż do studiów uniwersyteckich.
2. Statystyka sądowo-cywilna i handlowa. Kongres odniósł się do pomocy prawnej udzielanej bezpłatnie.
3. Finanse. Zajęto się kredytem ziemskim oraz opracowaniem statystyki obciążeń hipotecznych, opracowaniem programu dla poznania dochodu narodowego, podatkami i statystyką podatków. Kongres rozróżnił jako jednostki podatkowe: osoby, dobra,

dochód, produkcję, spożycie, akta i usługi specjalne rządowe, uznał za konieczne rozróżnienie podatku od kapitału, podatku od dochodu.

4. Rybołówstwo i handel. Kongres polecił rządowi, żeby raz w roku ogłaszano dane statystyczne o rezultatach połowu w rzekach innych wodach i rybołówstwie morskim. Drugim tematem w tej kwestii był handel zagraniczny.
5. Posiadłości europejskie położone za oceanem. Statystyka porównawcza międzynarodowa.

Ósma sesja kongresu statystycznego miała miejsce w 1872 roku w Petersburgu. Kongres postanowił, aby wszelkie wydawnictwa statystyczne były przedstawione graficznie. Następnie zalecił, żeby przy badaniu zjawisk społecznych, tworzone z nich grupy geograficzne, według małych podziałów administracyjnych.

Utworzono Stałą Komisję Kongresu Międzynarodowego z następującymi uprawnieniami:

- Żądać sprawozdania o wykonywaniu postanowień i życzeń kongresu w poszczególnych państwach,
- Wpływać na ujednolicanie wydawnictw statystycznych w różnych państwach,
- Zwracać uwagę Komisji Organizacyjnej na kwestie sporne do dyskusji na przyszłych kongresach.

Kongres ten dodał do planu statystyki międzynarodowej nową statystykę wielkich miast, ustalił też porządek państw według ich geograficznego położenia, opracował dalsze metody dotyczące ludności, spisów ludności, statystyki ruchu ludności. Zajmował się również statystyką rozwoju fizycznego ludności oraz statystyką biologiczną w tym: statystyką stomatologiczną, nozologiczną, higieniczną, służby zdrowia.

Kolejną sprawą podejmowaną na kongresie była statystyka kopalń i zakładów górniczych, jako statystyki przemysłowej. Opracowano schemat dla sprawozdań 10 letnich dotyczących przemysłu.

Ostatnie dziewięć spotkanie kongresu międzynarodowego odbyło się w 1876 roku w Budapeszcie. Prace kongresu były podzielone na 6 tematów:

1. Teoria statystyki, ludności, statystyki wielkich miast,
2. Statystyka sądowa,
3. Statystyka zdrowia (higiena publiczna),
4. Statystyka rolnictwa, lasów i meteorologia rolnicza,
5. Statystyka przemysłu,
6. Statystyka handlu i transportu.

Pierwszą sprawą jaką zajął się kongres było nauczanie statystyki w szkołach każdego szczebla. Zważywszy, że statystyka zawiera dane ważne dla wszystkich klas ludności, kongres postanowił m.in.:

- Część wiadomości może być wprowadzone do programu szkół elementarnych w formie geografii elementarnej,
- Do rozszerzenia wiadomości elementarnych mogą służyć: diagramy, mapy i książki,
- W klasach wyższych należy wprowadzić wykłady statystyki narodowej, porównawczej z innymi państwami,

- W seminariach nauczycielskich jak i wyższych klasach szkół średnich należy wprowadzić kurs statystyki.

Kolejnymi problemami, którymi zajął się kongres były tablice śmiertelności oraz specjalne przepisy dotyczące statystyki urodzeń, zejść, spisów ludności i emigracji. Uruchomiono specjalną komórkę która zajęła się statystyką wielkich miast. Miała ona na celu wydawanie biuletynów o stanie sanitarnym miast oraz kwestią finansów miejskich.

Statystyką recydyw ujęto następująco:

- Dokładny system sprawdzania, weryfikowania i wyszukiwania recydyw,
- Dokładna statystyka karna,
- Statystyka sądów wojennych połączona z statystyką sądów karnych zwyczajnych,
- Dokładny nadzór (przy pomocy biuletynów) recydywistów.

Kolejną kwestią kongresu była statystyka rolnicza. Zalecono utworzenie statystyki we wszystkich państwach według jednakowych zasad, dla umożliwienia zestawień międzynarodowych.

Kolejnym przedmiotem dyskusji była meteorologia. Kongres polecił m.in.:

- Zaprowadzenie obserwacji odnoszących się do meteorologii rolniczej, które były centralizowane i opracowywane przez rządy,
- Robienie zestawień wyniszczania lasów i ich zasiewów na stan klimatu,
- Zestawienia burz, gradów, i innych zjawisk oraz ich opracowywanie i ogłaszanie,
- Pełna komunikacja pomiędzy stacjami meteorologicznymi.

Wyrażono opinię opartą na doświadczeniu kilku ostatnich lat, że statystyka handlu międzynarodowego, oparta na założeniach wcześniejszych kongresów nie pozwala na wyciąganie pewnych i dokładnych wniosków o charakterze bilansu ekonomicznego. Stąd też uznano koniecznym poprawienie systemu zbierania danych na polu statystyki handlu międzynarodowego.

Polscy statystycy byli obecni i brali czynny udział w pracach sekcji.

Kongresowi w Budapeszcie poświęcony został obszerny artykuł Tadeusza Romanowicza opublikowany w piśmie „Ateneum” w 1877 r., z którego wynika, że udział w pracach poszczególnych sekcji byli zaangażowani: Witold Załęski z Warszawy, Józef Poznański z Petersburga, profesor Oczapowski z Krakowa, Jarosław Michałowski delegat kolei Karola Ludwika, Otton Hausner, poseł sejmu galicyjskiego i Tadeusz Romanowicz ze Lwowa. Dodać jeszcze należy, co do składu kongresu, iż na żadnym poprzednim kongresie nie były tak liczne jak na peszteńskim reprezentowane miejskie biura statystyczne; skutkiem czego utworzyła się osobna komisja dla statystyki wielkich miast, a na następnym kongresie ukonstytuowano osobną sekcję miast. Reprezentowane były: Londyn, Paryż, Bruksela, Wiedeń, Peszt, Wrocław, Praga, Lwów, Lipsk, Monachium, Chemnitz, Drezno, Neapol, Altona. Oprócz reprezentantów tych miast, brali jeszcze znamienity udział w czynnościach tej nowej komisji p. Załęski oraz delegaci szwajcarscy p.p. Kinkelin i Kummer.

Przedstawiając jedynie niewielki wycinek oraz główne prace wszystkich dziewięciu posiedzeń możemy przedstawić następujące wnioski i rezultaty:

- Kongresy umocniły i pomogły w rozwoju statystyki administracyjnej oraz przekonały o jej niezbędności na polu porównań,
- Wpłynęły na ulepszenie sposobów dokonywania spisów i uczyniły je porównywalnymi,
- Uznano, iż wiele wydawnictw było wydawane zbyt pośpiesznie, nie mniej uznano również konieczność podjęcia szczegółowej analizy postanowień, czym miałyby zająć się Komisja specjalna,
- Wydawanie statystyki międzynarodowej według planu Quetelet'a z Londynu (wraz z poprawkami z Hagi i Petersburga). Podczas kongresu w Budapeszcie dysponowano już wydrukowanymi pracami z zakresu statystyki sądowo cywilnej i handlowej, winnic, ludności, kas oszczędności, wielkich miast, rolnictwa, oświecenia narodowego, finansów, własności zabudowanych oraz żeglugi morskiej.

Przy podsumowaniu kongresów międzynarodowych należy zwrócić uwagę na jego pokojowy charakter. Były miejscem spotykających się statystyków na polu neutralnym nauki dla celów ogólnych, społeczno-politycznych.

4. MIĘDZYNARODOWY INSTYTUT STATYSTYCZNY (MIS)

Pierwsza instytucja statystyki międzynarodowej została założona w 1885 r. w Londynie. Od 1948 r. MIS jest agendą ONZ, której członkami są urzędy statystyczne większości państw świata. Misją Instytutu jest globalne promowanie i wspieranie rozwoju statystyki. Działalność MIS koncentruje się wokół usprawniania metod statystycznych oraz ich popularyzowania w świecie. Prace Instytutu wpływają na zwiększanie się jakości informacji i analiz w sektorze społecznym i ekonomicznym. MIS jest organizacją pozarządową typu „non profit” (niedochodową), zrzesza 133 kraje. Siedzibą Instytutu jest Haga.

W momencie jego uruchomienia, Instytut miał 81 członków ze środowiska akademickiego i rządu. Od tego czasu, rodzina MIS wzrosła do siedmiu międzynarodowych stowarzyszeń statystycznych, które specjalizują się w różnych dziedzinach, posiada ponad 4000 indywidualnych członków z 130 krajów i setki członków organizacji. Ponad 2000 członków organizacji jest członkiem honorowym MIS, statystyków, którzy wnieśli znaczący wkład w tą dziedzinę nauki.

Większość krajowych urzędów statystycznych na całym świecie jest reprezentowane w ramach przynależności organizacyjnej MIS, który obejmuje również agencje międzynarodowe, banki centralne i wydziały akademickie. Obie grupy, członków indywidualnych i organizacyjnych, odgrywają ważną rolę w sukcesie Instytucji.

Działalność MIS i stowarzyszeń w szerokim zakresie działań ma na celu promować zawód statystyka i międzynarodową społeczność statystyczną. Są to konferencje, warsztaty, czasopisma, wydawane materiały konferencyjne, biuletyny, nagrody i wyróżnienia, szkolenia z etyki zawodowej, doradztwo i budowanie potencjału. Światowy Kongres Statystyki jest najważniejszym wydarzeniem MIS. Pierwszy z nich odbył

się w Rzymie w 1887 roku, a następnie odbywają się regularnie w cyklu dwuletnim, z wyjątkiem dwóch okresów przerw w czasie pierwszej i drugiej wojny światowej.

Tadeusz Pilat (1844–1923) figuruje na liście założycieli Międzynarodowego Instytutu Statystycznego, jak również na liście pierwszych jego członków zwyczajnych w roku 1885, to znaczy w roku powstania Instytutu.

Drugim Polakiem, który został członkiem zwyczajnym MIS w 1891 roku był Józef Kleczyński. W 1885 roku Kleczyński ogłosił na łamach „Przeglądu Polskiego” obszerny artykuł pt. „Międzynarodowy Instytut Statystyczny”, który zalicza się do zbioru najwcześniejszych publikacji poświęconych Instytutowi, gdyż został nie tylko napisany, ale i opublikowany w roku założenia Międzynarodowego Instytutu Statystycznego.

Kleczyński w artykule tym postuluje powołanie międzynarodowej instytucji statystycznej o charakterze urzędowym. Państwa członkowskie takiej instytucji miałyby obowiązek przestrzegania uchwalonych programów i metod badawczych. Obok tego uważa za jak najbardziej celowe istnienie i działanie instytucji o charakterze międzynarodowego zrzeszenia badaczy, skupiającego wysiłki głównie w sprawach z zakresu teorii. Ponieważ powołanie w czasach współczesnych Międzynarodowego Biura Statystycznego jako Agendy Organizacji narodów Zjednoczonych przy ścisłej koegzystencji z MIS jest realizacją idei polskiego uczonego wypowiedzianego sto trzydzieści lat temu, warto następujący fragment jego wypowiedzi przytoczyć „Metody zbierania danych statystycznych w ogóle także nie naruszają tak dalece wewnętrzny rządów państw, aby nie można przypuścić, że to pole będzie mogło nadać się do powstania urzędowej instytucji międzynarodowej”.

Budowanie i rozwój myśli statystycznej w krajach rozwijających się jest głównym tematem MIS w ciągu ostatnich kilku lat. Działania objęły warsztaty na najważniejszym szczeblu statystyków, warsztaty z metodologii w Afryce i Azji oraz finansowania udziału w konferencjach i warsztatach statystyków. Działania te były wspierane ze środków Banku Światowego, Afrykański Bank Rozwoju i innych organizacji.

MIS odgrywa ważną rolę w promowaniu etyki zawodowej. Deklaracja Etyki Zawodowej została wielokrotnie upowszechniana, a MIS wielokrotnie interweniował w przypadkach, gdy etyka zawodowa była naruszona. Kilku członków MIS odegrało ważną rolę w rozwoju podstawowych zasad statystyki publicznej, które zostały niedawno przyjęte przez Zgromadzenie Ogólne Narodów Zjednoczonych.

MIS aktywnie współpracuje z innymi organizacjami zawodowymi i organizacjami w celu promowania zawodu statystyka na całym świecie. MIS stale pracuje, aby sprostać zmieniającym się potrzebom zawodu i międzynarodowej społeczności statystycznej. MIS oferuje szereg usług w siedmiu wyspecjalizowanych Stowarzyszeniach:

- Bernoulli Society for Mathematical Statistics and Probability (BS),
- International Association for Statistical Computing (IASC),
- International Association for Official Statistics (IAOS),
- International Association of Survey Statisticians (IASS),
- International Association for Statistics Education (IASE),

- International Society for Business and Industrial Statistics (ISBIS),
- The International Environmetrics Society (TIES).

MIS publikuje w następujących czasopismach:

- *International Statistical Review*,
- *Statistical Theory and Method Abstracts*,
- *Bernoulli*,
- *Computational Statistics & Data Analysis*,
- *Statistics Education Research Journal*,
- *Statistics Surveys*.

Członkami Międzynarodowego Instytutu Statystycznego byli następujący profesorowie statystyki: Tadeusz Pilat (1885), Józef Kleszczyński (1891) i Józef Buzek (1904). W okresie międzywojennym do ich grona dołączyli: Edward Szturm de Sztrem, Jan Piekalkiewicz, Edward Lipiński, Zygmunt Limanowski, Jerzy Spława-Neyman.

Obecnie członkami wybranymi (ang. *Elected Members*) Międzynarodowego Instytutu Statystycznego są: Tadeusz Caliński, Czesław Domański, Wojciech Gamrot, Henryk Gurgul, Jan Kordos, Liliana Kurska, Włodzimierz Okrasa, Józef Oleński, Tomasz Z. Panek, Paweł Szablowski, Janusz Witkowski, Janusz Wywiół, Tomasz Żądło. Istnieje jeszcze kategoria członka regularnego, do której (w przeciwieństwie do poprzedniej) można samemu zgłosić swoją przynależność (aczkolwiek ograniczony jest nieco zakres uprawnień takich członków – np. nie są zapraszani do udziału w konkursach na organizowanie ważnych sesji kongresowych).

Polska była organizatorem dwóch sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w Warszawie w roku 1929 i 1975. Powierzenie zorganizowania XVIII sesji było wyrazem uznania międzynarodowego dla osiągnięć polskiej statystyki. Sześciu profesorów referowało na tej sesji następujące tematy: E. Lipiński: „Uwagi o metodach pracy Polskiego Instytutu badania Koniunktur Gospodarczych i cen”, J. Piekalkiewicz: „Wydatki i dochody związków prawnopublicznych”, S. Rzepkiewicz: „Spostrzerzenia o możliwości porównań statystyk kryminalnych w różnych państwach”, J. Spława-Neyman: „Przyczynek do teorii wiarygodności hipotez statystycznych”, E. Szturm de Sztrem: „Metoda statystyczna przy badaniach wskaźników rozwoju gospodarczego”, S. Szulc: O tzw. standaryzacji, czyli poprawianie współczynników”.

Po czterdziestu sześciu latach po raz drugi Polsce została powierzona organizacja sesji. Polscy statystycy wygłosili następujące referaty: W. Maciejewski, W. Welfe: „Modele prognostyczne dla planowania gospodarki narodowej a państwowy system informacji”, K. Zagórski: „Statystyka społeczno-demograficzna w systemie centralnego planowania społeczno-gospodarczego”, R. Bartoszyński: „Model ryzyka zachorowania na wściekliznę”, T. Walczak: „Rola nowoczesnego systemu informacji statystycznej dla zarządzania i planowania”. Ponadto organizatorami lub współorganizatorami sesji byli: W. Sadowski i W. Welfe – Dane statystyczne dla modeli ekonometrycznych; K. Urbaniak – Fizyka statystyczna I, Fizyka statystyczna II, Geometria stochastyczna.

Warto również podkreślić, że polscy statystycy byli organizatorami „XIV European Meeting of Statisticians” we Wrocławiu w 1981 roku oraz „XXVI European Meeting of Statisticians” w Toruniu w 2006 roku.

20 października 2015 r., obchodziliśmy piąty Światowy Dzień Statystyki, który został ustanowiony przez Zgromadzenie Ogólne Organizacji Narodów Zjednoczonych rezolucją nr 641267 z 3 czerwca 2010 r. Obchody Światowego Dnia Statystyki pod ogólnym tematem „Świętowanie wielu osiągnięć statystyki publicznej” mają zwrócić szczególną uwagę społeczeństw krajów członkowskich Organizacji Narodów Zjednoczonych na osiągnięcia statystyki publicznej, profesjonalizm oraz rzetelność usług świadczonych przez globalny system statystyczny. Światowy Dzień Statystyki ma się przyczynić do popularyzacji wiedzy o roli statystyki w procesie decydowania o kierunkach rozwoju gospodarczego i społecznego, a także wzmocnienia zaufania do statystyki publicznej. Światowe obchody mają nie tylko docenić osiągnięcia statystyki publicznej, ale i przełożyć się na dalsze wysiłki w przeznaczaniu odpowiednich zasobów na wzmocnienie możliwości działania narodowych instytucji statystycznych.

W artykule tym omówione zostały tylko niektóre dziedziny prac MIS w jakich uczestniczą polscy statystycy. Wydaje się, że istnieje konieczność szerszego przedstawienia dorobku polskich statystyków w działalności tej najważniejszej instytucji statystycznej, bowiem dbanie o upowszechnianie ich osiągnięć jest zarazem naszym wkładem do rozwoju statystyki.

LITERATURA

- Berger J., (1992), *Powstanie i pierwsze lata działalności Polskiego Towarzystwa Statystycznego*, Polskie Towarzystwo Statystyczne 1912-1992, Warszawa, PTS.
- Domański Cz., (2011), Setna rocznica powstania Polskiego Towarzystwa Statystycznego, *Wiadomości Statystyczne*, 9, 1–10.
- Nixon J. W., (1960), *A History of the International Statistical Institute, 1885–1960*, The Hague, International Statistical Institute.
- Kleczyński J., (1885), Międzynarodowy Instytut Statystyczny, *Przegląd Polski*, 78, 354–371.
- Pociecha J., (2011), Powstanie Polskiego Towarzystwa Statystycznego w Krakowie. Juliusz Leo – pierwszy prezes Towarzystwa, *Wiadomości Statystyczne*, 10, 1–9.
- Romanowicz T., (1877), Międzynarodowy Kongres Statystyczny w Peszcie, Ateneum, tom I, 328–356.
- Zahn F., (1934), *50 Années de l. Institut International de Statistique*, Munich.
- Zajac K., (2004), 90-lecie Polskiego Towarzystwa Statystycznego – historia, osiągnięcia i perspektywy, w: Zeliaś A., (red.), *Tradycje i obecne zagadnienia statystyki w Polsce* – Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, 33–61.

ROLA POLSKICH STATYSTYKÓW W MIĘDZYNARODOWYM INSTYTUCIE STATYSTYCZNYM

Streszczenie

Artykuł poświęcony jest charakterystyce rozwoju statystyki ze szczególnym uwzględnieniem udziału polskich statystyków. Początki polskiej statystyki sięgają siedemnastego wieku kiedy to sekretarz królewski opracował wzór zestawienia szacunków plonów i opublikował go. Te i inne dokonania przedstawione są w rozdziale dotyczącym osiągnięć statystyków polskich przed utworzeniem Międzynarodowych Kongresów Statystycznych. W dalszym ciągu pracy przedstawione są osiągnięcia międzynarodowych kongresów statystycznych począwszy od kongresu w Brukseli w 1853 roku, a skończywszy na Kongresie Światowej Statystyki w Rio de Janeiro w 2015 r.

W artykule tym omówione zostały tylko niektóre prace polskich statystyków w pracach Międzynarodowego Instytutu Statystycznego. Wydaje się, że istnieje konieczność szerszego przedstawienia dorobku polskich statystyków w działalności tej najważniejszej instytucji statystycznej, bowiem naszym obowiązkiem jest dbanie o upowszechnianie ich osiągnięć.

Słowa kluczowe: statystyka polska, kongresy statystyczne, spisy ludności, zbieranie danych statystycznych, międzynarodowy instytut statystyczny

THE ROLE OF POLISH STATISTICIANS IN THE INTERNATIONAL STATISTICAL INSTITUTE

Abstract

The article is a characteristic of the development of statistics with emphasis on the contribution made by Polish statisticians. The origins of Polish statistics go back to 17th century when the king's secretary worked out a formula of presenting crop estimates and published his findings. These and other works are presented in the chapter devoted to the achievements of Polish statisticians before founding International Statistical Institutes. In the following chapters the achievements of international statistical congresses are presented starting from the Brussels Congress in 1853 and ending with the World Statistics Congress in 2015.

This article presents only some of the works of Polish statisticians made for the part of the International Statistical Institute. It seems that there is a necessity for presenting the works of Polish statisticians in the most important statistical institute more thoroughly, because it is our duty to foster their achievements.

Keywords: Polish statistics, statistical congresses, censuse, statistical data collection, International Statistical Institute

SPRAWOZDANIA

KRZYSZTOF JAJUGA¹, KRZYSZTOF NAJMAN², MAREK WALESIAK³

SPRAWOZDANIE Z XXIV KONFERENCJI NAUKOWEJ NT. „KLASYFIKACJA I ANALIZA DANYCH – TEORIA I ZASTOSOWANIA”

W dniach 14–16 września 2015 roku w Gdańsku odbyła się XXIV Konferencja Naukowa Sekcji Klasyfikacji i Analizy Danych PTS (XXIX Konferencja Taksonomiczna) nt. „Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania”, zorganizowana przez Sekcję Klasyfikacji i Analizy Danych Polskiego Towarzystwa Statystycznego oraz Katedrę Statystyki Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego. Przewodniczącymi Komitetu Organizacyjnego konferencji byli prof. dr hab. Mirosław Szreder oraz dr hab. Krzysztof Najman, prof. nadzw. UG, sekretarzami naukowymi dr hab. Kamila Migdał-Najman, prof. nadzw. UG oraz dr hab. Anna Zamojska, prof. nadzw. UG, a sekretarzem organizacyjnym Anna Nowicka z Fundacji Rozwoju Uniwersytetu Gdańskiego.

Konferencja Naukowa została dofinansowana ze środków Narodowego Banku Polskiego.

Zakres tematyczny konferencji obejmował zagadnienia:

- a) teoria (taksonomia, analiza dyskryminacyjna, metody porządkowania liniowego, metody statystycznej analizy wielowymiarowej, metody analizy zmiennych ciągłych, metody analizy zmiennych dyskretnych, metody analizy danych symbolicznych, metody graficzne),
- b) zastosowania (analiza danych finansowych, analiza danych marketingowych, analiza danych przestrzennych, inne zastosowania analizy danych – medycyna, psychologia, archeologia, itd., aplikacje komputerowe metod statystycznych).

Zasadniczym celem konferencji SKAD była prezentacja osiągnięć i wymiana doświadczeń z zakresu teoretycznych i aplikacyjnych zagadnień klasyfikacji i analizy

¹ Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Zarządzania, Informatyki i Finansów, Katedra Inwestycji Finansowych i Zarządzania Ryzykiem, ul. Komandorska 118/120, 53-345 Wrocław, Polska.

² Uniwersytet Gdański, Wydział Zarządzania, Katedra Statystyki, ul. Armii Krajowej 101, 81-824 Sopot, Polska.

³ Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Ekonomii, Zarządzania i Turystyki, Katedra Ekonometrii i Informatyki, ul. Nowowiejska 3, 58-500 Jelenia Góra, Polska, autor prowadzący korespondencję – e-mail: marek.walesiak@ue.wroc.pl.

danych. Konferencja stanowi coroczne forum służące podsumowaniu obecnego stanu wiedzy, przedstawieniu i promocji dokonań nowatorskich oraz wskazaniu kierunków dalszych prac i badań.

W konferencji wzięło udział 81 osób. Byli to pracownicy oraz doktoranci następujących uczelni i instytucji: AGH w Krakowie, Politechniki Łódzkiej, Politechniki Gdańskiej, Politechniki Opolskiej, Politechniki Wrocławskiej, Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Uniwersytetu Gdańskiego, Uniwersytetu Jana Kochanowskiego w Kielcach, Uniwersytetu Łódzkiego, Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu, Uniwersytetu Szczecińskiego, Uniwersytetu w Białymstoku, Wyższej Szkoły Bankowej w Toruniu, a także przedstawiciele NBP i PBS Sp. z o.o.

W trakcie dwóch sesji plenarnych oraz trzynastu sesji równoległych wygłoszono 58 referatów poświęconych aspektom teoretycznym i aplikacyjnym zagadnienia klasyfikacji i analizy danych. Odbyła się również sesja plakatu, na której zaprezentowano 14 plakatów. Obradom w poszczególnych sesjach konferencji przewodniczyli profesorowie: Józef Pociecha, Eugeniusz Gatnar, Tadeusz Trzaskalik, Krzysztof Jajuga, Marek Walesiak, Barbara Pawełek, Feliks Wysocki, Ewa Roszkowska, Andrzej Sokołowski, Andrzej Bąk, Tadeusz Kufel, Mirosław Krzyśko, Krzysztof Najman, Małgorzata Rószkiewicz, Mirosław Szreder.

Teksty referatów przygotowane w formie recenzowanych artykułów naukowych stanowią zawartość przygotowywanej do druku publikacji z serii Taksonomia nr 26 i 27 (w ramach Prac Naukowych Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu). Zaprezentowano następujące referaty oraz plakaty (zestawienie uwzględnia, będące w programie konferencji a niezaprezentowane z obiektywnych przyczyn, cztery dodatkowe referaty: B. Basiury; M. Kubusa; M. Lubicza, M. Zięby, A. Rzechonka, K. Pawełczyka, M. Marciniaka i J. Kołodzieja; M. Chrzanowskiej i N. Drejerskiej):

Eugeniusz Gatnar – Statystyka obiegu pieniężnego w Polsce

Andrzej Sokołowski, Wacław Piekara, Tadeusz Grabiński – Metoda katowicka – przypomnienie i modyfikacje

Tadeusz Trzaskalik – Modelowanie preferencji w wielokryterialnych dyskretnych problemach decyzyjnych

Francesco Bartolucci – Latent Markov model for causal inference with dynamic clustering: an application to the effectiveness of degree programs

Małgorzata Rószkiewicz – Czynniki różnicujące efektywność pracy ankietera w wywiadach face-to-face w środowisku polskich gospodarstw domowych

Małgorzata Markowska, Danuta Strahl – Filary inteligentnego rozwoju a wrażliwość uniijnych regionów szczebla NUTS 2 na kryzys ekonomiczny – analiza wielowymiarowa

Mirosław Krzyśko, Waldemar Wołyński, Tomasz Górecki – Miary zależności między wielowymiarowymi danymi funkcjonalnymi

Marek Walesiak – Wyniki porządkowania liniowego z wykorzystaniem syntetycznych mierników rozwoju a wybór formuły normalizacji wartości zmiennych

Andrzej Bąk – Porządkowanie liniowe obiektów metodą Hellwiga i TOPSIS – analiza porównawcza

Marta Dziechciarz-Duda, Anna Król – Zastosowanie rozmytych metod porządkowania liniowego do badania preferencji względem marek smartfonów

Feliks Wysocki, Agnieszka Kozera – Problem ustalania współrzędnych obiektów modelowych w metodach porządkowania liniowego obiektów

Gregory Kersten, Tomasz Wachowicz, Ewa Roszkowska – Ocena zgodności porządkowej systemu oceny ofert negocjatora z informacją preferencyjną

Iwona Konarzewska – Rankingi wielokryteriowe a zależność kryteriów

Beata Basiura – Zastosowanie drzew decyzyjnych i grupowania szeregów z wykorzystaniem modelu Copula-GARCH do podejmowania decyzji inwestycyjnych

Justyna Brzezińska – Modele IRT i modele Rascha w badaniach testowych

Marcin Szymkowiak, Maciej Beręsewicz – Analiza skupień szeregów czasowych na przykładzie internetowych źródeł danych o wtórnym rynku nieruchomości

Joanna Landmesser – Dekompozycja różnic w rozkładach wynagrodzeń za pomocą regresji kwantylowej

Kamila Migdał-Najman, Krzysztof Najman – Hierarchiczne aglomeracyjne sieci SOM w analizie skupień

Kamila Migdał-Najman, Krzysztof Najman – Hierarchiczne deklomeracyjne sieci SOM w analizie skupień

Michał Trzęsiok – Klasyfikacja przedsiębiorstw oraz profilowanie klas z wykorzystaniem metod wielowymiarowej analizy statystycznej

Anna Król, Marta Targaszewska – Zastosowanie klasyfikacji do wyodrębniania homogenicznych grup dóbr w modelowaniu hedonicznym

Tadeusz Kufel, Marcin Błażejowski, Paweł Kufel, Magdalena Osińska – Bootstrapowe prognozy dla modeli przełącznikowych

Ewa Wycinka – Wykorzystanie modeli Coxa do analizy ryzyka zaprzestania spłat kredytu

Stanisław Wanat, Sławomir Śmiech, Monika Papież – Struktura zależności cen towarów na rynkach światowych rezultaty na podstawie modeli kopula-GARCH i wybranych metod grupowania

Andrzej Dudek, Marcin Pełka – Regresja liniowa danych symbolicznych interwałowych, a zmienne zakłócające i obserwacje odstające

Adam Sagan, Marcin Pełka – Analiza wielopoziomowa z wykorzystaniem danych symbolicznych

Justyna Wilk – Problem zmiennej jednostki odniesienia i jego wpływ na wyniki badań ekonomicznych

Jadwiga Datha, Natalia Reszka – Subiektywne poczucie sytuacji materialnej Polaków w kontekście czynników społeczno-gospodarczych

Barbara Pawełek, Józef Pocięcha, Jadwiga Kostrzewska, Mateusz Baryła, Artur Lipieta – Problem wartości odstających w prognozowaniu zagrożenia upadłością przedsiębiorstw (na przykładzie przetwórstwa przemysłowego w Polsce)

Grażyna Dehnel – MM-estymacja w badaniu średnich przedsiębiorstw w Polsce

Jacek Batóg – Wpływ obserwacji odstających na wyniki analizy skupień

Sabina Denkowska – Zastosowanie analizy wrażliwości do oceny wpływu nieobserwowanej zmiennej w Propensity Score Matching

Michał Stachura – O szacowaniu centrum populacji określonego obszaru na przykładzie Polski

Andrzej Dudek – Social network analysis jako gałąź wielowymiarowej analizy statystycznej

Katarzyna Wójcik, Paweł Lula, Janusz Tuchowski – Analiza wydźwięku polskojęzycznych opinii konsumenckich ukierunkowanych na cechy produktu

Christian Lis – Testowanie α -konwergencji gospodarczej w Unii Europejskiej z uwzględnieniem taksonomicznego miernika poziomu życia mieszkańców

Mariusz Kubus – Lokalna ocena mocy dyskryminacyjnej zmiennych

Ewa Genge – Zmienne towarzyszące w ukrytym modelu Markowa – analiza oszczędności polskich gospodarstw domowych

Marek Lubicz, Maciej Zięba, Adam Rzechonek, Konrad Pawełczyk, Marek Marciniak, Jerzy Kołodziej – Problemy doboru zmiennych objaśniających w kontekście wpływu na efektywność klasyfikacji danych medycznych

Justyna Brzezińska, Aneta Rybicka, Adam Sagan – Conjoint analysis oparta na modelach IRT w zagadnieniu optymalizacji produktów bankowych

Tomasz Bartłomowicz – Analytic hierarchy process jako metoda pomiaru preferencji konsumentów

Marta Dziechciarz-Duda, Anna Król – Segmentacja konsumentów smartfonów na podstawie preferencji wyrażonych

Artur Zaborski – Zastosowanie skalowania dynamicznego oraz metody wektorów dryfu do badania zmian w preferencjach

Elżbieta Sobczak – Zróźnicowanie koncentracji przestrzennej pracujących w sektorach gospodarki wyodrębnionych według intensywności nakładów na B+R w państwach Unii Europejskiej – analiza dynamiczna

Aleksandra Łuczak – Wpływ różnych sposobów agregacji opinii ekspertów w FAHP na oceny priorytetowych czynników rozwoju

Beata Bieszk-Stolorz – Wybrane modele przeciętnego efektu oddziaływania w analizie procesu wychodzenia z bezrobocia

Beata Bał-Domańska – Ocena zrównoważonego rozwoju powiatów w układzie przyczyna – stan – reakcja w ujęciu przestrzennym

Mariola Chrzanowska, Nina Drejerska – Geograficznie ważona regresja jako narzędzie analizy rozwoju społeczno-gospodarczego na przykładzie regionów Unii Europejskiej

Iwona Foryś – Analiza dyskryminacyjna w wyborze obiektów podobnych w procesie szacowania nieruchomości

Ewa Wędrawska – Ocena stopnia nierówności dochodowych za pomocą entropii Rényi’ego

Roman Pawlukowicz – Modelowanie dyskretno-ciągłe w rynkowej wycenie nieruchomości – przyczynek do modyfikacji metodyki podejścia porównawczego

Lucyna Wojcieszka – Zastosowanie wybranych modeli zmiennych dyskretnych w badaniu opinii respondentów na temat roli państwa w gospodarce

Marcin Salamaga – Zastosowanie drzew dyskryminacyjnych w identyfikacji czynników wspomagających wybór kraju alokacji bezpośrednich inwestycji zagranicznych na przykładzie polskich firm

Joanna Trzęsiok – Metody nieparametryczne w badaniu zaufania do instytucji finansowych

Dorota Rozmus – Badanie stabilności taksonomicznej czynnikowej metody odległości probabilistycznej

Iwona Staniec, Jan Żółtowski – Wykorzystanie analizy log-liniowej do wyboru czynników determinujących współpracę w przedsiębiorczości technologicznej

Marta Hozer-Koćmiel, Christian Lis – Podobieństwo krajów europejskich ze względu na alokację czasu ludności

Iwona Markowicz – Tablice trwania firm w województwie zachodniopomorskim według rodzaju działalności

Mirosława Sztemberg-Lewandowska – Metody grupowania danych funkcjonalnych

Wojciech Roszka, Marcin Szymkowiak – Potencjał gospodarczy gmin aglomeracji poznańskiej w ujęciu taksonomicznym

Wojciech Roszka – Syntetyczne źródła danych w analizie przestrzennego zróżnicowania ubóstwa

Ewa Roszkowska, Tomasz Wachowicz – Wspomaganie procesu decyzyjnego z wykorzystaniem metod analizy wielokryterialnej – badanie eksperymentalne

Jacek Białek – Redukcja obciążenia CPI poprzez minimalizację odległości pomiędzy indeksami Lloyda-Moultona i Fishera

Adam Depta – Zastosowanie analizy czynnikowej do wyodrębnienia aspektów zdrowia wpływających na jakość życia osób jękaących się

Sebastian Gnat, Mariusz Doszyń – Taksonomiczno-ekonometryczna metoda wyceny nieruchomości dla różnych miar porządkowania

Joanna Górna, Karolina Górna – Modelowanie wzrostu gospodarczego z wykorzystaniem narzędzi ekonometrii przestrzennej

Hanna Wdowicka (Gruchociak) – Analiza sytuacji na lokalnych rynkach pracy w Polsce

Alicja Grześkowiak – Wielowymiarowa analiza kompetencji zawodowych w kontekście zmian demograficznych

Przemysław Jaśko – Narzędzia analityczne w strategii arbitrażu statystycznego

Agnieszka Kozera, Aleksandra Łuczak, Feliks Wysocki – Ocena sytuacji finansowej jednostek samorządu terytorialnego z wykorzystaniem rozmaitych metod klasyfikacji i programu R

Marta Kuc – Wpływ imigracji na poziom życia w Norwegii

Artur Mikulec – Ocena działalności gospodarczej mikroprzedsiębiorstw w Polsce w latach 2009–2014

Małgorzata Podogrodzka – Kapitał kreatywny w Polsce

Monika Rozkrut, Dominik Rozkrut – Porównanie metod eksploracyjnej analizy danych w procesie określenia profili kompetencyjnych ICT

Agnieszka Stanimir – Mierniki wykluczenia cyfrowego – zagrożenia dla pokolenia Y

Barbara Wodecka – Wybrane aspekty i zastosowania modeli zdarzeń ekstremalnych

W pierwszym dniu konferencji miało miejsce posiedzenie członków Sekcji Klasyfikacji i Analizy Danych Polskiego Towarzystwa Statystycznego, któremu przewodniczył prof. dr hab. Józef Pociecha. Ustalono plan przebiegu zebrania obejmujący następujące punkty:

- A. Sprawozdanie z działalności Sekcji Klasyfikacji i Analizy Danych PTS.
- B. Informacje dotyczące planowanych konferencji krajowych i zagranicznych.
- C. Organizacja konferencji SKAD PTS w 2016 i 2017 roku.
- D. Wybór przedstawiciela Rady Sekcji SKAD PTS do IFCS.
- E. Dyskusja nad kierunkami rozwoju działalności Sekcji.

Prof. dr hab. Józef Pociecha otworzył posiedzenie Sekcji SKAD PTS. Sprawozdanie z działalności Sekcji Klasyfikacji i Analizy Danych PTS przedstawiła sekretarz naukowej Sekcji dr hab. Barbara Pawełek, prof. nadzw. UEK. Poinformowała, że obecnie Sekcja liczy 231 członków. Przypomniała, że na stronie internetowej Sekcji znajduje się regulamin, a także deklaracja członkowska. Poinformowała, że zostały opublikowane zeszyty z serii „Taksonomia” nr 24 i 25 (PN UE we Wrocławiu nr 384 i 385). W „Przeglądzie Statystycznym” (zeszyt 4/2014) ukazało się sprawozdanie z ubiegłorocznej konferencji SKAD, która odbyła się w Międzyzdrojach, w dniach 8-10 września 2014 r. Prof. Barbara Pawełek przedstawiła także informacje dotyczące działalności międzynarodowej oraz udziału w ważnych konferencjach członków i sympatyków SKAD.

W konferencji Międzynarodowego Stowarzyszenia Towarzystw Klasyfikacyjnych (IFCS – International Federation of Classification Societies) w dniach 6–8 lipca 2015 r. w Bolonii, zorganizowanej przez University of Bologna, udział wzięło 19 osób z Polski (w tym 17 członków Sekcji), które wygłosiły 15 referatów (wkład członków SKAD – 79,0%). Ponadto Profesor Józef Pociecha był członkiem Komitetu Naukowego Konferencji z ramienia SKAD, członkiem Międzynarodowego Komitetu Nagród IFCS oraz organizatorem i przewodniczącym sesji nt. „Classification models for forecasting of economic processes”.

W konferencji „European Conference on Data Analysis” (Colchester, 2–4 września 2015 r.) zorganizowanej przez the German Classification Society (GfKI) we współpracy

z The British Classification Society (BCS) i Sekcją Klasyfikacji i Analizy Danych PTS (SKAD) udział wzięło 18 osób z Polski (w tym 14 członków Sekcji), które wygłosiły 15 referatów (wkład członków SKAD – 66,0%). Ponadto Profesorowie Krzysztof Jajuga oraz Józef Pociecha byli członkami Komitetu Naukowego konferencji, Prof. Andrzej Dudek został poproszony przez organizatorów o przygotowanie referatu i wygłoszenie na Sesji Plenarnej „Cluster analysis in XXI century, new methods and tendencies”, Prof. Krzysztof Jajuga był przewodniczącym sesji plenarnej, przewodniczącym sesji nt. „Finance and economics II” oraz organizatorem i przewodniczącym sesji nt. „Data analysis in finance”, Prof. Józef Pociecha był organizatorem i przewodniczącym sesji nt. „Outliers in classification procedures – theory and practice”, Prof. Andrzej Dudek był przewodniczącym sesji nt. „Machine learning and knowledge discovery II”.

Kolejny punkt posiedzenia Sekcji obejmował zapowiedzi najbliższych konferencji krajowych i zagranicznych, których tematyka jest zgodna z profilem Sekcji. Prof. dr hab. Józef Pociecha poinformował o dwóch wybranych konferencjach krajowych (XXXIV Konferencja Naukowa „Multivariate Statistical Analysis MSA 2015”, Łódź, 16–18 listopada 2015 r.; X Międzynarodowa Konferencja Naukowa im. Profesora Aleksandra Zeliasia nt. „Modelowanie i prognozowanie zjawisk społeczno-gospodarczych”, Zakopane, 10–13 maja 2016 r.) oraz o trzech wybranych konferencjach zagranicznych. Konferencja „European Conference on Data Analysis” odbędzie się na Uniwersytecie Ekonomicznym we Wrocławiu w dniach 26–28 września 2017 roku. W przeddzień tej konferencji, tj. 25.09.2017 r., odbędzie się Niemiecko-Polskie Sympozjum nt. „Analizy danych i jej zastosowań GPSDAA 2017”. Następna konferencja Międzynarodowego Stowarzyszenia Towarzystw Klasyfikacyjnych (IFCS) odbędzie się w 2017 roku w Tokio. W 2019 roku Niemiecko-Polskie Sympozjum nt. „Analizy danych i jej zastosowań GPSDAA 2019” organizuje Profesor Geyer-Schultz w Karlsruhe.

W następnym punkcie posiedzenia podjęto kwestię organizacji kolejnych konferencji SKAD. SKAD 2016 zorganizuje Katedra Metod Statystycznych Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego Uniwersytetu Łódzkiego.

W kolejnej części zebrania dokonano wyboru przedstawiciela Rady Sekcji SKAD PTS do IFCS na kadencję 2016-2019. Powołano Komisję Skrutacyjną, której przewodniczącym został prof. Tadeusz Kufel, a członkami dr hab. Iwona Konarzewska i dr Dominik Rozkrut. Profesor Józef Pociecha poprosił zebranych o proponowanie kandydatur zgłaszając jednocześnie prof. Andrzeja Sokołowskiego. Wobec braku następnych kandydatur listę zamknęto. Komisja Skrutacyjna przeprowadziła głosowanie tajne. W głosowaniu uczestniczyło 41 członków Sekcji. Prof. Andrzej Sokołowski został przedstawicielem Rady Sekcji SKAD PTS do IFCS na kadencję 2016–2019 uzyskując następujący wynik: 39 głosów na „tak”, 1 głos na „nie”, 1 głos był nieważny.

W ostatnim punkcie zebrania dyskutowano nad kierunkami rozwoju działalności Sekcji obejmującymi następujące problemy: udział w międzynarodowym ruchu naukowym (wspólne granty, publikacje), umiędzynarodowienie konferencji SKAD (uczestnicy zagraniczni, dwujęzyczność konferencji), wydawanie własnego czasopisma.

Prof. Józef Pociecha zamknął posiedzenie Sekcji SKAD.

ANNA GDAKOWICZ¹

SPRAWOZDANIE Z XVII OGÓLNOPOLSKIEJ KONFERENCJI NAUKOWEJ „MIKROEKONOMETRIA W TEORII I PRAKTYCE”

W dniach 10–12 września 2015 roku w Pogorzeli odbyła się XVII Ogólnopolska Konferencja Naukowa „Mikroekonometria w teorii i praktyce”. Konferencja została zorganizowana przez Instytut Ekonometrii i Statystyki Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego, Instytut Analiz, Diagnoz i Prognoz Gospodarczych w Szczecinie oraz Komitet Statystyki i Ekonometrii Polskiej Akademii Nauk. Przewodniczącym Komitetu Organizacyjnego był prof. zw. dr hab. Józef Hozer, sekretarzem – dr Anna Gdakowicz.

Konferencja objęta została patronatem honorowym Marszałka Województwa Zachodniopomorskiego Olgierda Geblewicza, Starosty Powiatu Gryfickiego Kazimierza Sacia oraz Dyrektora Urzędu Statystycznego w Szczecinie Dominika Rozkruta.

W trakcie konferencji swój najnowszy dorobek zaprezentowali przedstawiciele wiodących polskich uczelni, prowadzący badania w takich dziedzinach jak: działalność podmiotów gospodarczych, sektor małych i średnich przedsiębiorstw, gospodarka morską, badanie gospodarstw domowych, innowacyjność przedsiębiorstw, rynki nieruchomości, rynek pracy, rynek ubezpieczeń, rynek kapitałowy, procesy demograficzne, analizy regionalne, ekonomia behawioralna. Wystąpienia naukowców dotyczyły zarówno problemów teoretycznych, jak i sposobów ich rozwiązywania w praktyce.

Celem konferencji była wymiana doświadczeń naukowych dotyczących zastosowania metod ilościowych do badania zjawisk ekonomiczno-społecznych oraz integracja środowiska naukowego statystyków i ekonometryków w Polsce.

W konferencji uczestniczyło 97 osób: naukowców z polskich znaczących ośrodków naukowych oraz przedsiębiorców zainteresowanych aplikacjami metod ilościowych w praktyce zawodowej. Byli to pracownicy oraz doktoranci następujących ośrodków naukowych: Akademii Górniczo-Hutniczej im. Stanisława Staszica w Krakowie, Akademii Wychowania Fizycznego w Poznaniu, Centrum Szkolenia Marynarki Wojennej, Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB, Państwowej Wyższej Szkoły Zawodowej w Płocku, Państwowej Wyższej Szkoły Zawodowej w Skierniewicach, Politechniki Częstochowskiej, Politechniki Gdańskiej, Politechniki Koszalińskiej, Politechniki Opolskiej, Politechniki Świętokrzyskiej,

¹ Uniwersytet Szczeciński, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, Katedra Ekonometrii, ul. Mickiewicza 64, 71-101 Szczecin, Polska, e-mail: alatko@wneiz.pl.

Politechniki Warszawskiej, Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Uniwersytetu Gdańskiego, Uniwersytetu Łódzkiego, Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, Uniwersytetu Przyrodniczego w Lublinie, Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu, Uniwersytetu Rzeszowskiego, Uniwersytetu Szczecińskiego, Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego w Olsztynie, Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu, Zachodniopomorskiego Uniwersytetu Technologicznego w Szczecinie, a także przedstawiciele Narodowego Banku Polskiego, Polskiej Żeglugi Bałtyckiej SA – POLFERRIES, Urzędu Statystycznego w Szczecinie, Urzędu Statystycznego we Wrocławiu, Urzędu Miejskiego w Gryficach, Starostwa Powiatowego w Gryficach, Zakładu Ubezpieczeń Społecznych, Zarządu Morskich Portów Szczecin-Świnoujście SA, Zachodniopomorskiego Regionalnego Funduszu Poreczeń Kredytowych Sp. z o.o.

W trakcie konferencji przeprowadzono 4 sesje plenarne oraz sesję plakatową, na których przedstawiono blisko 70 prac naukowych. Prezentowane referaty oraz postery dotyczyły przede wszystkim aspektów teoretycznych i metodologicznych wykorzystania metod ilościowych w różnych dziedzinach gospodarczo-społecznych. Dwie sesje były sesjami tematycznymi: jedna dotyczyła zagadnień demograficznych, druga – aplikacji metod ilościowych na rynku nieruchomości.

Obradom w poszczególnych sesjach przewodniczyli: prof. dr hab. Teodor Kulawczuk, prof. dr hab. Krzysztof Jajuga, prof. dr hab. Jerzy W. Wiśniewski oraz prof. dr hab. Józef Hozer.

Podczas sesji plakatowej przeprowadzono konkurs na najciekawsze postery. Postery oceniała Komisja Konkursowa w następującym składzie: prof. dr hab. Eugeniusz Gatnar – przewodniczący, prof. dr hab. Teodor Kulawczuk oraz prof. dr hab. Jerzy W. Wiśniewski. Spośród zaprezentowanych posterów, ocenianych za najciekawsze przygotowanie pracy naukowej nagrodzono trzy:

- pierwsze miejsce otrzymał dr Dariusz Kłoskowski (Centrum Szkolenia Marynarki Wojennej) za poster nt. *Ryzyko systemowe – jako współczesny atrybut nadmorskiego rynku nieruchomości*,
- drugie miejsce – mgr Elżbieta Szaruga (Uniwersytet Szczeciński) za poster nt. *Analiza przyczynowości w sensie Grangera w transporcie samochodowym ładunków na przykładzie Polski*,
- trzecie miejsce – mgr Ewa Jankowska (Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu) za poster nt. *Dekarbonizacja gospodarek europejskich w ujęciu przestrzennym*.

Nagrody pieniężne dla autorów najciekawszych posterów zostały ufundowane przez Narodowy Bank Polski.

Z treścią wygłoszonych referatów oraz zaprezentowanych posterów będzie się można zapoznać w przygotowywanym Zeszyście Naukowym *Metody ilościowe w ekonomii* z serii Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego. (<http://wneiz.pl/sip/numery>). Wybrane artykuły zostaną opublikowane

w *Folia Oeconomica Stetinensia* Uniwersytetu Szczecińskiego (<http://www.degruyter.com/view/j/fofi>). Poniżej przedstawiono (w porządku alfabetycznym) autorów oraz tytuły zaprezentowanych podczas konferencji prac naukowych:

Stanisława Bartosiewicz, Elżbieta Stańczyk, Wybrane aspekty sytuacji społeczno-gospodarczej ściany wschodniej w porównaniu z resztą Polski w latach 2003–2013. Cz. III

Barbara Batóg, Badanie kointegracji zmiennych w województwie zachodniopomorskim

Jacek Batóg, Wpływ kryzysu gospodarczego na sytuację ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw – ujęcie regionalne

Andrzej Bąk, Tomasz Bartłomowicz, Pomiar preferencji wyrażonych na skali rang i ich analiza z wykorzystaniem pakietu conjoint programu R

Iwona Bąk, Indeksy konkurencyjności w obszarze turystyki na świecie i w Polsce

Sylwester Bejger, Parallel pricing on the market – theoretical motivation and empirical testing using ARDL(p,q) model

Beata Bieszk-Stolorz, Model logitowy a modele hazardu

Beata Bieszk-Stolorz, Anna Gdakowicz, Iwona Markowicz, Potrzeby i oferta szkół wyższych województwa zachodniopomorskiego

Joanna Cymerman, Wojciech Cymerman, Możliwości wykorzystania metod statystycznych w analizach rynku nieruchomości lokalowych na przykładzie miasta Koszalin

Leszek Dawid, Zakładanie działalności gospodarczej w wybranych krajach Unii Europejskiej

Krzysztof Dmytrów, Grupowanie lokalizacji w magazynie podczas procesu kompletacji produktów

Mariusz Doszyń, Monitorowanie systemu prognoz sprzedaży w przedsiębiorstwie

Ewa Drabik, O roli gier towarzyskich w tworzeniu i rozwoju teorii gier i jej ekonomicznych zastosowań

Maria Forlicz, Tomasz Rólczyński, Poziom wiedzy a odpowiedzi udzielane w badaniach ankietowych

Iwona Foryś, Indeksy cen nieruchomości dla małych obszarów

Iwona Foryś, Radosław Gaca, Aplikacja skal Likerta i Osgooda do kwantyfikacji stanów cech jakościowych nieruchomości

Iwona Foryś, Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, Stabilność wskaźników struktury majątku wybranych spółek deweloperskich notowanych na GPW w latach 2007–2013

Eugeniusz Gatnar, Wpływ programów QE na gospodarkę i rynki finansowe

Anna Gdakowicz, Wojciech Kuźmiński, Józef Hozer, Linie oporu i wsparcia na rynku nieruchomości mieszkaniowych i rolnych

Urszula Gierałtowska, Fundusze ETF notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Urszula Gierałtowska, Ewa Putek-Szeląg, Zastosowanie hedonicznych indeksów cen jako sposobu pomiaru dynamiki cen nieruchomości

Henryk Gierszał, Karina Pawlina, Krzysztof Romanowski, Maria Urbańska, Piotr Tyczka, Narzędzie analizy technicznej i finansowo-ekonomicznej dla pozyskiwania szerokopasmowych systemów łączności bezprzewodowej

Romana Głowicka-Wołoszyn, Izabela Kurzawa, Andrzej Wołoszyn, Uporządkowany model logitowy jako narzędzie identyfikacji uwarunkowań zagrożenia ubóstwem w polskich gospodarstwach domowych

Sebastian Gnat, Konwergencja cenowa na rynku lokali mieszkalnych w Szczecinie w latach 2006–2009

Stefan Grzesiak, Modelowanie dynamiki procesu produkcyjnego w warunkach niepewności z wykorzystaniem rachunku wariacyjnego

Małgorzata Guzowska, Dyskretny model Ramseya

Józef Hozer, Wojciech Kuźmiński, Christian Lis, Empiryczna weryfikacja prawa rynku Jean-Baptiste Say'a na przykładzie żeglugi promowej w rejonie południowego Bałtyku

Marta Hozer-Koćmiel, Christian Lis, Ekonometryczna analiza alokacji czasu ludności

Anna Janiga-Ćmiel, Model dynamiki rozwoju gospodarczego Polski i wybranych państw UE

Dorota Jankowska, Agnieszka Majka, Zmiany w zatrudnieniu w sektorze usług a rozwój gospodarczy regionu

Ewa Jankowska, Dekarbonizacja gospodarek europejskich w ujęciu przestrzennym

Paweł Kaczmarczyk, Zintegrowany model popytu na usługi telefoniczne w ujęciu mikroekonometrycznym

Dariusz Kloskowski, Ryzyko systemowe – jako współczesny atrybut nadmorskiego rynku nieruchomości

Paweł Kobus, Determinanty poziomu ubezpieczeń rolniczych

Henryk Kowgier, Porównanie struktury demograficznej ludności Polski w latach 1964–1988 z okresem 1989–2013

Łukasz Mach, Przestrzenno-czasowe analizy zróżnicowania potencjału rozwojowego w przemyśle budowlanym

Agnieszka Majka, Dorota Jankowska, Innowacyjność gospodarki a poziom życia mieszkańców w ujęciu regionalnym

Adrianna Mastalerz-Kodzis, Ewa Pośpiech, Skutki ekonomiczno-społeczne zmian demograficznych w Polsce

Janusz Niezgoda, Zastosowanie narzędzi statystycznej kontroli jakości w badaniu sprawozdań finansowych

Marek Ogryzek, Opracowanie map średnich cen wartości gruntów rolnych niezabudowanych z wykorzystaniem interpolacji metodą średniej ważonej odległości (IDW)

Jerzy Czesław Ossowski, Wzrost gospodarczy a zapotrzebowanie na pracę. Teoria a rzeczywistość gospodarcza Polski

Roman Pawlukowicz, Werbalność w obszarze ustaleń dotyczących cech nieruchomości wpływających na poziom ich cen zagrożeniem ich rynkowej wyceny

Joanna Pawłowska-Tyszko, Irena Augustyńska-Grzymek, Obciążenia finansowe dochodów gospodarstw słabych ekonomicznie w latach 2010–2012 w regionach rolniczych FADN

Robert Pietrzykowski, Dynamika zmian wsparcia finansowego Wspólnej Polityki Rolnej w okresie 1998–2014

Mariusz Plich, Katarzyna Walerysiak-Grzechowska, Analiza prognoz ludności Polski w świetle wpływu struktur demograficznych na konsumpcję

Małgorzata Podogrodzka, Przestrzenna konwergencja starości demograficznej w Polsce

Ewa Pośpiech, Adrianna Mastalerz-Kodzis, Cząso-przestrzenna analiza zjawisk na rynku pracy

Jan Purczyński, Obciążenie, wariancja, błąd średniokwadratowy estymatora – czym się kierować?

Jan Purczyński, Kamila Bednarz-Okrzyńska, Przybliżone metody estymacji parametrów funkcji logistycznej

Włodzimierz Rembisz, Agnieszka Bezat-Jarzębowska, Modelowanie zmian efektywnościowych jako źródła wzrostu gospodarczego w rolnictwie

Monika Rozkrut, Analiza przestrzennego zróżnicowania kształtowania się kompetencji cyfrowych w Polsce

Dominik Rozkrut, Ocena potencjału gospodarki morskiej w Polsce w zakresie współpracy badawczo-rozwojowej

Danuta Rozpędowska-Matraszek, Metoda DEA w klasyfikacji powiatów

Teodor Skotarczak, Monika Śpiewak-Szyjka, Specyfika zarządzania spółdzielczymi lokalami mieszkalnymi

Edward Stawasz, Wojciech Grabowski, Rola doradztwa gospodarczego w tworzeniu wiedzy i strategii rozwoju w mikroprzedsiębiorstwach

Elżbieta Szaruga, Analiza przyczynowości w sensie Grangera w transporcie samochodowym ładunków na przykładzie Polski

Karolina Szmatoch, Ubezpieczenia mieszkaniowe – wartość nieruchomości a suma ubezpieczenia

Paweł Ulman, Ocena zagrożenia złymi warunkami mieszkaniowymi w Polsce

Katarzyna Wawrzyniak, Badanie zgodności norm na różnych poziomach agregacji

Ewa Wędrowska, Filip Edmund Gęstwicki, Ocena stopnia rozbieżności i nierówności rozkładów dochodów gospodarstw domowych w Polsce

Justyna Wilk, Analiza danych symbolicznych w redukcji problemu zmiennej jednostki odniesienia

Jerzy W. Wiśniewski, Empiryczny model ekonometryczny przedsiębiorstwa

Wioletta Wolańska, Regionalne zróżnicowanie wybranych procesów demograficznych w Polsce w latach 2003–2013

Beata Ziembicka, Wpływ stanu technicznego budynku na wartość rynkową nieruchomości

Bogusława Ziółkowska, Wartość przedsiębiorstwa i jej determinanty w zarządzaniu współczesnymi przedsiębiorstwami

Konrad Żelazowski, Wpływ zmian koniunktury rynku nieruchomości na kondycję i wycenę spółek deweloperskich.

**Redakcja Przeglądu Statystycznego składa podziękowania Recenzentom
artykułów nadesłanych do publikacji w roku 2015 w osobach:**

Swati Basu
Jacek Batóg
Andrzej Bąk
Zbigniew Binderman
Joanna Bruzda
Janusz Brzeszczyński
Grażyna Dehnel
Ryszard Doman
David Donaldson
Hanna Dudek
Józef Dziechciarz
Eugeniusz Gatnar
Elżbieta Gołata
Wojciech Grabowski
Jakub Growiec
Hanna Gruchociak
Marek Gruszczyński
Tom Hyclak
Antonio Iripino
Bogumił Kamiński
Paweł Kliber
Martyna Kobus
Ryszard Kokoszczyński
Michał Konopczyński
Adam Krawiec
Joanna Landmesser
Michał Majsterek
Krzysztof Malaga
Andrzej Malawski
Anna Malina
Stanisław Matusik
Władysław Milo

Paweł Miłobędzki
Krzysztof Najman
Monique Noirhomme
Włodzimierz Okrasa
Witold Orzeszko
Magdalena Osińska
Paweł Oświęcimka
Anna Pajor
Emil Panek
Tomasz Panek
Barbara Pawełek
Krishna Pendakur
Krzysztof Piontek
Mateusz Pipień
Mariusz Plich
Józef Pociecha
Emilio Porcu
Dominik Rozkrut
Michał Rubaszek
Honorata Sosnowska
Józef Stawicki
Jadwiga Suchecka
Peter Summers
Urszula Sztanderska
Zbigniew Świtalski
Tomasz Tokarski
Marek Walesiak
Dorota Witkowska
Ewa Wycinka
Feliks Wysocki
Henryk Zawadzki