

Studia i Prace WNEiZ US

nr 50/1 2017

(dawne Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego
Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania)

METODY ILOŚCIOWE W EKONOMII

Tom 1

Szczecin 2017

Rada Naukowa

prof. Edward Urbańczyk – przewodniczący, Uniwersytet Szczeciński, prof. Peter Bielik – Slovak Agricultural University (Słowacja), prof. Ryszard Borowiecki – Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, prof. Gabriela Dragan – Academia of Economic Science (Rumunia), prof. Zygmunt Drażek – Uniwersytet Szczeciński, prof. Jerzy Dudziński – Uniwersytet Szczeciński, prof. Rolf Eggert – Deutsche Bundesbank (Niemcy), prof. Jan Helmke – Hochschule Wismar (Niemcy), prof. Józef Hozer – Uniwersytet Szczeciński, prof. Grażyna Krzyminiewska – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, prof. Stephen Jefferys – London Metropolitan University (Wlk. Brytania), prof. Virginia Jureniene (Litwa), prof. Teresa Kiziukiewicz – Uniwersytet Szczeciński, prof. Bożena Klimczak – Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, prof. Merouane Lakehal-Ayat – St. John Fisher College (USA), prof. Winfried Lamersdorf – Universität Hamburg (Niemcy), prof. Kari Liuhio – Turku School of Economics (Finlandia), prof. Francesco Losurdo – Uniwersytet w Bari (Włochy), prof. Teresa Lubińska – Uniwersytet Szczeciński, prof. Liu Quisheng – Guangdong University of Foreign Studies (Chiny), prof. Eric Schoop – Technische Universität Dresden (Niemcy), prof. Bruno Sergi – University of Messina (Włochy), prof. Waldemar Tarczyński – Uniwersytet Szczeciński

Lista recenzentów znajduje się na stronie internetowej

www.wneiz.pl/sip

Redaktor naczelny

dr hab. Barbara Kryk prof. US

Redaktorzy naukowci

prof. dr hab. Józef Hozer, dr Barbara Batóg

Redaktorzy tematyczni

prof. zw. dr hab. inż. Ryszard Budziński, prof. zw. dr hab. Leon Dorozik, prof. dr hab. Waldemar Gos, dr hab. Augustyna Burlita prof. US, dr hab. inż. Alberto Lozano Platonoff prof. US, dr hab. Jacek Batóg prof. US

Redaktor statystyczny

dr hab. Mariusz Doszyń prof. US

Redakcja językowa

Bernadeta Lekacz

Korekta

Anna Ciciak

Skład komputerowy

Marcin Kaczyński

Projekt okładki

Joanna Dubois-Mosora

Wersja papierowa jest wersją pierwotną

Czasopismo indeksowane jest w: BazEkon, CEEOL oraz BazHum
Pełne wersje artykułów dostępne są na www.wnus.edu.pl/pl/sip/

© Copyright by Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2017

ISSN 2450-7733

(ISSN 1640-6818; 2080-4881)

WYDAWNICTWO NAUKOWE UNIwersytetu SZCZecińskiego

Wydanie I. Ark. wyd. 12,5. Ark. druk. 15,5. Format B5. Nakład 82 egz.

SPIS TREŚCI

PROBLEMY TEORETYCZNE I METODYCZNE

Krzysztof Dmytrów

Wpływ sposobu normalizacji na wyniki klasyfikacji wariantów decyzyjnych
uzyskanej za pomocą uogólnionej miary odległości 7

Mariusz Doszyń, Józef Hozer

Szczeciński algorytm masowej wyceny nieruchomości – podejście ekonometryczne 19

Iwona Foryś

Spółdzielczość mieszkaniowa w Polsce po transformacji gospodarczej 31

Sebastian Kokot

Praktyczne problemy wykorzystania średnich arytmetycznych i median
cen jednostkowych nieruchomości jako podstawy wyznaczania indeksów
cen na rynku nieruchomości 43

STUDIA I MATERIAŁY

Barbara Batóg, Jacek Batóg

Zastosowanie analizy korespondencji do identyfikacji czynników kształtujących
wydajność pracy w polskich i niemieckich przedsiębiorstwach 65

Beata Bieszk-Stolorz

Ocena wpływu zatrudnienia subsydiowanego na wyjście z bezrobocia 83

Mateusz Czerwiński

Wykorzystanie miar rozkładu w analizie wskaźnikowej przedsiębiorstwa 97

Mariusz Doszyń, Krzysztof Heberlein

Próba modelowania przestrzennych czynników wzrostu gospodarczego
w podregionach w Polsce w 2012 roku 109

Anna Gdakowicz, Ewa Putek-Szeląg

Wymarzone mieszkanie w oczach studentów – wyniki badania ankietowego 121

Sebastian Gnat

Badanie występowania konwergencji stóp zwrotu na rynku lokali mieszkalnych
w Szczecinie w latach 2006–2016 w kontekście faz cyklu koniunkturalnego 139

Alicja Grześkowiak

Identyfikacja wzorców zaangażowania w podnoszenie kwalifikacji
z wykorzystaniem analizy sekwencji 155

Katarzyna Hawran, Joanna Kowalik

Wykorzystanie metody wielokryterialnej drzew decyzyjnych
w przedsiębiorstwie produkcyjnym 169

Henryk Kowgier

Analiza porównawcza wybranych współczynników demograficznych
miast polskich w latach 1964–1988 i 1989–2013 179

Iwona Markowicz

Rynek pracy w województwie zachodniopomorskim na tle Polski 191

Lidia Matuszko, Justyna Parzych, Józef Hozer

Badanie poziomu życia w krajach Unii Europejskiej za pomocą wybranych metod
wielowymiarowej analizy porównawczej 205

Monika Mocianko-Pawlak

Bezpieczeństwo a poziom przestępczości w Polsce w latach 2007–2016 215

Bogdan Włodarczyk

Prognozowanie zmienności stóp zwrotu na rynkach złota i srebra z uwzględnieniem
efektu asymetrii i długiej pamięci 231

PROBLEMY TEORETYCZNE I METODYCZNE



Krzysztof Dmytrów*

Uniwersytet Szczeciński

WPŁYW SPOSOBU NORMALIZACJI NA WYNIKI KLASYFIKACJI WARIANTÓW DECYZYJNYCH UZYSKANEJ ZA POMOCĄ UOGÓLNIONEJ MIARY ODLEGŁOŚCI

Streszczenie

Podjmując decyzje wielokryterialne, często stosuje się takie metody, jak: TOPSIS, różne warianty Syntetycznego Miernika Rozwoju (TMAI czy TMAL) lub GDM (*Generalised Distance Measure*). Wszystkie te metody sprowadzają się do wyznaczenia zmiennej syntetycznej uzyskanej poprzez normalizację zmiennych, nadanie zmiennym wag i wyznaczenie ważonej odległości każdego wariantu decyzyjnego od wzorca i/lub antywzorca. Celem artykułu jest zbadanie, jak sposób normalizacji zmiennych wpłynie na ranking wariantów decyzyjnych uzyskany za pomocą Uogólnionej Miary Odległości przy danym systemie wag.

Słowa kluczowe: wielokryterialne podejmowanie decyzji, Uogólniona Miara Odległości, normalizacja

Wprowadzenie

Istnieje wiele metod podejmowania decyzji wielokryterialnych. Jedne zakładają skończoną i znaną liczbę wariantów decyzyjnych opisanych za pomocą wielu różnych, często będących wobec siebie w konflikcie kryteriów. Należy wówczas uporządkować warianty decyzyjne od najlepszego do najgorszego. Popularnymi metodami wielokryterialnego podejmowania decyzji są metody dyskretne:

* Adres e-mail: krzysztof.dmytrow@usz.edu.pl

- AHP (*Analytical Hierarchy Process*),
- ANP (*Analytic Network Process*),
- ELECTRE,
- PROMETHEE,
- VIKOR,
- TOPSIS (*Technique for the Order of Prioritisation by Similarity to Ideal Solution*).

Inne metody zakładają, że liczba wariantów może być teoretycznie nieskończona albo skończona, ale bardzo duża. Wówczas wariant decyzyjny wybiera się za pomocą metod programowania wielokryterialnego. Wśród metod postępowania w programowaniu wielokryterialnym można wyróżnić:

- leksykograficzne uporządkowanie celów,
- rozdzielenie celów na cel główny i cele poboczne,
- ważenie celów,
- wykorzystanie programowania celowego.

W artykule zbadano dyskretną metodę wielokryterialnego podejmowania decyzji. Należy zwrócić uwagę, że do podejmowania decyzji wielokryterialnych stosuje się również metody, które pierwotnie nie zostały do tego celu wymyślone, ale z powodzeniem można je zastosować. Na przykład do podejmowania decyzji na rynku kapitałowym wykorzystuje się Taksonomiczną Miarę Atrakcyjności Inwestycji (TMAI) (Tarczyński, 2001), a w procesie kompletacji produktów w magazynie – Taksonomiczną Miarę Atrakcyjności Lokalizacji (TMAL) (Dmytrów, 2015). W toku badań nad wielokryterialnymi metodami podejmowania decyzji autor sięgnął po zaproponowaną przez Walesiaka (2000) Uogólnioną Miarę Odległości (GDM – *Generalised Distance Measure*). Powodem zainteresowania się tą metodą był fakt, iż można ją stosować nie tylko wówczas, gdy kryteria opisujące warianty decyzyjne są przedstawione na skali metrycznej (przedziałowej lub ilorazowej), ale także na skali porządkowej (Walesiak, 2011). Dodatkowo metoda GDM pozwala uporządkować warianty decyzyjne oraz może być wykorzystana do wyznaczenia odległości od wzorca i antywzorca, na przykład w metodzie TOPSIS. W przypadku metody GDM, podobnie jak w każdej innej metodzie zakładającej wyznaczanie pewnej zmiennej syntetycznej, opieramy się na ważeniu oraz normalizacji zmiennych decyzyjnych. Autor, prowadząc swoje badania, zauważył, że oprócz wpływu na ranking wariantów decyzyjnych wag nadanych zmiennym (co jest sprawą oczywistą), duży na niego wpływ miał również sposób normalizacji zmiennych. Spowodowane jest to faktem, że unormowane zmienne przyjmują wartości z różnych przedziałów czy mają różny poziom zmienności (Kukuła, 2000).

Celem artykułu jest zaprezentowanie wyników rangowania wariantów decyzyjnych za pomocą metody GDM, gdy zostały zastosowane różne metody normalizacji zmiennych decyzyjnych.

1. Zastosowane metody badawcze

Do rangowania wariantów decyzyjnych zastosowano metodę GDM opartą na uogólnionym współczynniku korelacji obejmującym współczynnik korelacji liniowej Pearsona i współczynnik korelacji t Kendalla postaci (Walesiak, 2011):

$$d_{ik} = \frac{1}{2} - \frac{\sum_{j=1}^m w_j a_{ikj} b_{kij} + \sum_{j=1}^m \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq i,k}}^n w_j a_{ilj} b_{klj}}{2 \sqrt{\sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n w_j a_{ilj}^2 \cdot \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n w_j b_{klj}^2}} \quad (1)$$

gdzie:

d_{ik} – miara odległości GDM,

$i, k, l = 1, \dots, n$ – numery obiektów,

$j = 1, \dots, m$ – numery zmiennych,

w_j – waga j -tej zmiennej spełniająca warunki: $w_j \in \langle 0, m \rangle$ oraz $\sum_{j=1}^m w_j = m$ lub $w_j \in \langle 0, 1 \rangle$ oraz $\sum_{j=1}^m w_j = 1$.

Jeżeli zmienne są mierzone na skali przedziałowej i ilorazowej, to występujące we wzorze (1) wartości a i b oblicza się następująco:

$$\begin{aligned} a_{ipj} &= x_{ij} - x_{pj} \text{ dla } p = k, l, \\ b_{krj} &= x_{kj} - x_{rj} \text{ dla } r = i, l \end{aligned} \quad (2)$$

Jeżeli natomiast zmienne występują na skali porządkowej, wówczas wartości a i b liczy się następująco:

$$a_{ipj}(b_{krj}) = \begin{cases} 1 & \text{jeżeli } x_{ij} > x_{pj} \left(x_{kj} > x_{rj} \right) \\ 0 & \text{jeżeli } x_{ij} = x_{pj} \left(x_{kj} = x_{rj} \right) \\ -1 & \text{jeżeli } x_{ij} < x_{pj} \left(x_{kj} < x_{rj} \right) \end{cases} \text{ dla } p = k, l, r = i, l \quad (3)$$

Najczęściej jest tak, że wśród zmiennych decyzyjnych występują takie, które są stymulantami (im wyższa wartość zmiennej, tym lepiej), niektóre są destymulantami (im mniejsza wartość zmiennej, tym lepiej), są też nominanty – wymagana jest *nominalna* wartość zmiennej. Jeżeli zmienne są mierzone na skali ilorazowej, wówczas nominantę zamieniamy na stymulantę za pomocą wzoru:

$$x_{ij} = \frac{\min\{nom_j; x_{ij}^N\}}{\max\{nom_j; x_{ij}^N\}} \quad (4)$$

gdzie: x_{ij}^N – wartość j -tej nominanty w i -tym wariancie decyzyjnym,
 nom_j – nominalny poziom j -tej zmiennej.

Dla skali przedziałowej nominantę zamieniamy na stymulantę następująco:

$$x_{ij} = -|x_{ij}^N - nom_j| \quad (5)$$

Obliczając wartość GDM, nie ma potrzeby zamieniać destymulant na stymulanty.

GDM znajduje zastosowanie do (Walesiak, 2003, s. 135):

- a) wyznaczania macierzy odległości w procesie klasyfikacji obiektów;
- b) konstrukcji syntetycznego miernika rozwoju;
- c) wyznaczania odległości pomiędzy obiektami w innych metodach klasyfikacyjnych (np. w metodzie TOPSIS).

W niniejszym artykule miara GDM zostanie wykorzystana do konstrukcji syntetycznego miernika rozwoju. Etapy jego budowy są następujące (Walesiak, 2003, s. 137):

1. Punktem wyjścia jest macierz $[x_{ij}]$, gdzie x_{ij} to wartość j -tej zmiennej decyzyjnej w i -tym obiekcie (i -tym wariancie decyzyjnym).
2. Jeżeli zmienne decyzyjne są mierzone na skali przedziałowej lub ilorazowej, trzeba zamienić nominanty na stymulanty za pomocą wzoru (4) lub (5).
3. Dla zmiennych decyzyjnych mierzonych na skali przedziałowej lub ilorazowej należy dokonać ich normalizacji.
4. Zmiennym decyzyjnym należy przypisać wagi.
5. Za pomocą wzoru (1) wyznacza się odległości poszczególnych obiektów (wariantów decyzyjnych) od obiektu wzorcowego. Jest nim na ogół górny lub dolny biegun rozwoju (tzw. wzorzec i antywzorzec).
6. Obiekty (warianty decyzyjne) porządkujemy od najlepszego do najgorszego.

Jednym z etapów budowy miary GDM jest normalizacja zmiennych. Możliwe są różne formuły normalizacyjne. Przedstawiono je w tabeli 1.

Tabela 1. Metody normalizacji zmiennych

Nazwa metody i jej oznaczenie	Formuła
Standaryzacja: n_1	$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j}$
Unitaryzacja: n_2	$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}}{r_j}$
Unitaryzacja zerowana: n_3	$z_{ij} = \frac{[x_{ij} - \min_i \{x_{ij}\}]}{r_j}$
Normalizacja w przedziale $\langle -1; 1 \rangle$: n_4	$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}}{\max_i x_{ij} - \bar{x}_j }$
Przekształcenia ilorazowe: $n_5 - n_{10}$	$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{s_j}$
	$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{r_j}$
	$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\max_i \{x_{ij}\}}$
	$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\bar{x}_j}$
	$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^n x_{ij}}$
	$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n x_{ij}^2}}$

Źródło: Walesiak (2011), s. 19.

Należy zauważyć, że przekształcenia ilorazowe można stosować wyłącznie wtedy, gdy zmienne są mierzone na skali ilorazowej, a pozostałe można stosować zarówno dla skali przedziałowej, jak i ilorazowej. Charakterystyki rozkładów znormalizowanych zmiennych uzyskanych za pomocą formuł przedstawionych w tabeli 1 znajdują się w pracy Walesiaka (2011, s. 20).

2. Rankingi wariantów decyzyjnych przy wyborze komputera

Dane do przykładu numerycznego pochodzą ze strony <http://www.pcmag.com/article2/0,2817,2369981,00.asp>. Problem decyzyjny dotyczy wyboru komputera opisanego za pomocą jedenastu zmiennych decyzyjnych¹. Analizowane komputery były opisane za pomocą następujących zmiennych:

- cena w USD (destymulanta) – x_1 ,
- ilość pamięci RAM w GB (stymulanta) – x_2 ,
- pojemność dysku SSD w GB (stymulanta) – x_3 ,
- przekątna ekranu w calach (nominanta o wartości nominalnej 14 cali) – x_4 ,
- rozdzielczość ekranu zamieniona na liczbę pikseli (stymulanta) – x_5 ,
- waga w kilogramach (destymulanta) – x_6 ,
- czas pracy na akumulatorze w minutach (stymulanta) – x_7 ,
- wyniki testów wydajności:
 - PCMark 8 Work Conventional w punktach (stymulanta) – x_8 ,
 - CineBench w punktach (stymulanta) – x_9 ,
 - Photoshop w sekundach (destymulanta) – x_{10} ,
 - 3DMark Cloud Gate w punktach (stymulanta) – x_{11} .

Przyjęcie zmiennej x_4 (przekątnej ekranu) za nominantę o wartości nominalnej 14 cali było czysto subiektywne. Autor uznał przekątną ekranu równą 14 cali za rozsądny kompromis pomiędzy komfortem pracy a mobilnością sprzętu. Podobnie jak we wspomnianym złożonym artykule, tutaj także pogrupowano zmienne w kryteria:

- a) kryterium Cena, zmienna cena;
- b) kryterium Wydajność, zmienne: PCMark 8 Work Conventional, CineBench, Photoshop oraz 3DMark Cloud Gate;
- c) kryterium Mobilność, zmienne: przekątna ekranu, waga oraz czas pracy na akumulatorze;

¹ Dane te zostały wykorzystane w referacie wygłoszonym na konferencji „Modelowanie Preferencji a Ryzyko '17” (Dmytrów, 2017).

- d) kryterium Wyposażenie, zmienne: ilość pamięci RAM w GB, pojemność dysku SSD w GB oraz rozdzielczość ekranu zamieniona na liczbę pikseli.

Celem wyodrębnienia poszczególnych kryteriów było nadanie wag odpowiednim zmiennym, zakładając, że dla kupującego najważniejsza jest cena, wydajność, mobilność albo wyposażenie. Parametry charakteryzujące analizowane komputery przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Parametry charakteryzujące analizowane komputery.

Komputery/zmienne	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}	x_{11}
Lenovo Yoga 910	1199,99	8	256	13,9	2,074	1,365	1288	3197	349	215	6815
Razer Blade Pro	2099,99	32	512	17,3	8,294	3,502	228	2838	681	183	25439
New Razer Blade Stealth	999,99	16	256	12,5	3,686	1,315	560	3032	354	221	6401
Asus ZenBook 3	959,00	16	512	12,5	2,074	0,894	727	3228	332	288	6132
Dell Inspiron 15 7000 Gaming	799,99	8	256	15,6	2,074	2,649	661	3258	502	212	15976
Dell XPS 13 Touch	1184,11	8	256	13,3	5,760	1,356	642	2769	342	222	6761
Lenovo ThinkPad X260	949,99	8	256	12,5	2,074	1,374	645	2995	313	275	5452
Microsoft Surface Book	1999,99	16	1024	13,5	6,000	1,647	1156	2735	326	243	8980

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ze strony <http://www.pcmag.com/artice2/0,2817,2369981,00.asp>.

Z danych zawartych w tabeli 2 widać, że nawet bez zastosowania żadnych mniej lub bardziej zaawansowanych metod można wyróżnić różne grupy komputerów. Na przykład komputery Razer Blade Pro i Microsoft Surface Book są drogie, ale jednocześnie dobrze wyposażone i wydajne. Komputery: Lenovo Yoga 910, Microsoft Surface Book, Asus ZenBook czy Dell XPS 13 Touch są lekkie, mobilne i długo działają na baterii.

Po zamianie według wzoru (4) zmiennej x_4 na stymulantę obliczono niektóre parametry rozkładu wszystkich zmiennych decyzyjnych. Przedstawiono je w tabeli 3.

Tabela 3. Wybrane parametry rozkładu zmiennych decyzyjnych

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}	x_{11}
$\bar{x}$	1274,13	14	416	0,912	4,00	1,76	738,38	3006,5	399,88	232,38	10244,5
S	464,60	7,75	253,99	0,05	2,25	0,81	314,83	196,18	119,96	32,43	6556,21
V_s [%]	36,46	55,33	61,06	5,83	56,18	45,97	42,64	6,53	30,00	13,96	64,00
A	0,994	1,424	1,667	-0,311	0,739	1,251	0,417	-0,079	1,651	0,443	1,588
R	1300	24	768	0,18	6,22	2,61	1060	523	368	105	19987
$R/\bar{x}$ [%]	102,03	171,43	184,62	20,14	155,35	147,96	143,56	17,40	92,03	45,19	195,10

$\bar{x}$ – wartość średnia zmiennej decyzyjnej,

S – odchylenie standardowe zmiennej decyzyjnej,

V_s – współczynnik zmienności zmiennej decyzyjnej,

A – klasyczny współczynnik asymetrii zmiennej decyzyjnej,

R – rozstęp zmiennej decyzyjnej,

$R/\bar{x}$ – udział rozstępu w wartości średniej zmiennej decyzyjnej.

Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 2.

Widać, że rozkłady badanych zmiennych decyzyjnych różnią się od siebie często bardzo mocno. O ile nie ma sensu porównywać miar absolutnych, takich jak: średnia, odchylenie standardowe czy rozstęp, to jak najbardziej można to zrobić z miarami niemianowanymi. Należy na samym początku zauważyć, że wśród badanych zmiennych zmienna x_4 już jest zmienną przekształconą. Jej wartość średnia mówi o tym, że średnia przekątna ekranu w badanej grupie komputerów była niższa od wartości nominalnej wynoszącej 14 cali. Największą zmiennością charakteryzowały się: ilość pamięci RAM, pojemność dysku SSD, liczba pikseli ekranu oraz wydajność komputera w grach, czyli wyniki testu 3DMark Cloud Gate. Najmniejszą zaś zmienność posiadały następujące zmienne decyzyjne: przekątna ekranu, wynik testu PCMark 8 Work Conventional oraz wynik testu Photoshop.

Pojemność dysku SSD, ilość pamięci RAM, wyniki testu CineBench oraz 3DMark Cloud Gate charakteryzowały się bardzo silną asymetrią prawostronną, przekątna ekranu posiadała umiarkowaną asymetrię lewostronną, a wyniki testu PCMark 8 Work Conventional były zmienną o rozkładzie symetrycznym.

W artykule przyjęto kilka kombinacji wag spełniających warunek $\sum_{j=1}^m w_j = m$. Założono, że wszystkie zmienne decyzyjne są jednakowo ważne oraz że decydent może uznać za najważniejsze kryterium ceny, wydajności, mobilności oraz wyposażenia. W takim przypadku przyjęto subiektywnie, że waga zmiennych tworzących dane kryterium będzie około trzech razy większa niż waga pozostałych zmiennych. Wyniki rangowania wariantów decyzyjnych dla poszczególnych kombinacji wag i metod normalizacji zmiennych decyzyjnych przedstawiono w tabeli 4.

Tabela 4. Wyniki rangowania wariantów decyzyjnych

Wyszczególnienie	n_1	n_2	n_3	n_4	n_5	n_6	n_7	n_8	n_9	n_{10}
Wagi równe	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Lenovo Yoga 910	2	4	4	3	2	4	7	7	7	7
Razer Blade Pro	3	1	1	1	3	1	2	2	2	2
New Razer Blade Stealth	5	5	5	5	5	5	5	5	5	4
Asus ZenBook 3	6	6	6	6	6	6	3	3	3	3
Dell Inspiron 15 7000 Gaming	4	3	3	4	4	3	4	4	4	5
Dell XPS 13 Touch	7	7	7	7	7	7	6	6	6	6
Lenovo ThinkPad X260	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Microsoft Surface Book	1	2	2	2	1	2	1	1	1	1
Kryterium cena, wagi	2,585	0,842	0,842	0,842	0,842	0,842	0,842	0,842	0,842	0,842
Lenovo Yoga 910	2	3	3	2	2	3	7	7	7	7
Razer Blade Pro	7	2	2	3	7	2	1	1	1	1
New Razer Blade Stealth	3	4	4	4	3	4	5	5	5	5
Asus ZenBook 3	4	5	5	6	4	5	3	3	3	3
Dell Inspiron 15 7000 Gaming	1	1	1	1	1	1	4	4	4	4
Dell XPS 13 Touch	6	7	7	7	6	7	6	6	6	6
Lenovo ThinkPad X260	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Microsoft Surface Book	5	6	6	5	5	6	2	2	2	2
Kryterium wydajność, wagi	0,572	0,572	0,572	0,572	0,572	0,572	0,572	1,749	1,749	1,749
Lenovo Yoga 910	3	3	3	3	3	3	4	7	7	7
Razer Blade Pro	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
New Razer Blade Stealth	4	4	4	4	4	4	5	5	5	5
Asus ZenBook 3	7	6	6	6	7	6	7	4	4	4
Dell Inspiron 15 7000 Gaming	2	2	2	2	2	2	2	3	3	3
Dell XPS 13 Touch	6	7	7	7	6	7	6	6	6	6
Lenovo ThinkPad X260	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Microsoft Surface Book	5	5	5	5	5	5	3	2	2	2
Kryterium mobilność, wagi	0,649	0,649	0,649	1,936	0,649	1,936	1,936	0,649	0,649	0,649
Lenovo Yoga 910	1	2	2	1	1	2	2	3	3	3
Razer Blade Pro	8	7	7	7	8	7	4	4	4	4
New Razer Blade Stealth	5	6	6	6	5	6	6	6	6	6
Asus ZenBook 3	4	3	3	5	4	3	3	2	2	2
Dell Inspiron 15 7000 Gaming	6	5	5	3	6	5	7	7	7	7
Dell XPS 13 Touch	3	4	4	4	3	4	5	5	5	5
Lenovo ThinkPad X260	7	8	8	8	7	8	8	8	8	8
Microsoft Surface Book	2	1	1	2	2	1	1	1	1	1
Kryterium wyposażenie, wagi	0,649	1,936	1,936	0,649	1,936	0,649	0,649	0,649	0,649	0,649
Lenovo Yoga 910	6	7	7	6	6	7	7	7	7	7
Razer Blade Pro	2	1	1	1	2	1	1	2	2	2
New Razer Blade Stealth	4	4	4	3	4	4	4	4	4	4
Asus ZenBook 3	3	3	3	4	3	3	3	3	3	3
Dell Inspiron 15 7000 Gaming	7	6	6	7	7	6	6	6	6	6
Dell XPS 13 Touch	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
Lenovo ThinkPad X260	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Microsoft Surface Book	1	2	2	2	1	2	2	1	1	1

Źródło: opracowanie własne.

Zakładając, że wszystkie zmienne decyzyjne mają takie same wagi, na ogół pierwsze dwa miejsca zajmują komputery Razer Blade Pro oraz Microsoft Surface Book. Niezależnie od przyjętego sposobu normalizacji ostatnie miejsce w rankingu zajmował Lenovo ThinkPad X260. Najbardziej różni się pozycja komputera Lenovo Yoga 910 – przy zastosowaniu standaryzacji (metoda n_1) oraz pierwszej metody z grupy przekształceń ilorazowych (n_5) zajmował on drugą pozycję, a przy pozostałych przekształceniach ilorazowych spadał na przedostatnie miejsce.

W przypadku, gdy największą wagę ma cena, różnice w klasyfikacji wariantów decyzyjnych są niezwykle interesujące. Okazuje się, że najtańszy komputer – Dell Inspiron 15 7000 Gaming – zajął pierwsze miejsce w rankingu, gdy zastosowano metody normalizacji od n_1 do n_6 . Przy wykorzystaniu pozostałych metod (od n_7 do n_{10}) pierwsze miejsce w rankingu zajął Razer Blade Pro, a więc najdroższy komputer, a drugie miejsce – Microsoft Surface Book, czyli drugi najdroższy. Zapewne jest tak dlatego, że komputery te są również wydajne i dobrze wyposażone, przez co zajmują wyższą pozycję w rankingu. Co ciekawe, drugi najtańszy komputer – Lenovo ThinkPad X260 – zajmował zawsze ostatnie miejsce, niezależnie od zastosowanej metody normalizacji.

Jeżeli założymy, że najważniejszym kryterium decyzyjnym jest wydajność, wówczas rankingi uzyskane przy zastosowaniu różnych metod normalizacji są najmniej zaskakujące. W każdym przypadku pierwsze miejsce zajmował Razer Blade Pro, który jest zdecydowanie najmocniejszym komputerem w zestawieniu. Drugie miejsce miał albo Dell Inspiron 15 7000 Gaming (dla metod od n_1 do n_7), albo Microsoft Surface Book (dla metod od n_8 do n_{10}). Ponownie, jak w poprzednich rankingach, ostatnie miejsce w zestawieniu przypadło Lenovo ThinkPad X260.

Rankingi uzyskane przy założeniu, że najważniejszym kryterium wyboru komputera jest mobilność, były dość oczywiste. Pierwsze miejsca zajmowały komputery Microsoft Surface Book (przy zastosowaniu metod n_2 , n_3 oraz n_6 – n_{10}) oraz Lenovo Yoga 910 (dla pozostałych metod normalizacji). Są to komputery lekkie, najdłużej pracujące na jednym naładowaniu akumulatora oraz posiadające przekątne ekranu najbardziej zbliżone do optymalnych 14 cali. Co ciekawe, najmniej mobilny komputer – Razer Blade Pro – zajął ostatnie miejsca jedynie dla metod n_1 oraz n_5 . W pozostałych przypadkach ostatnie miejsca okupował, podobnie jak w poprzednich rankingach, Lenovo ThinkPad X260.

Jeżeli przyjmiemy, że najważniejsze dla kupującego jest wyposażenie komputerów, to dwa pierwsze miejsca w rankingu zajmowały zawsze Razer Blade Pro albo Microsoft Surface Book, co jest oczywiste, ponieważ były to najlepiej wyposażone komputery. Ostatnie miejsce zajmował zawsze Lenovo ThinkPad X260.

Podsumowanie

W artykule dokonano porównania wyników rangowania wariantów decyzyjnych za pomocą GDM przy zastosowaniu różnych metod normalizacji zmiennych decyzyjnych dla różnych kombinacji wag. Okazało się, że zastosowana metoda normalizacji dla danej kombinacji wag często ma duży wpływ na pozycję danego komputera (wariantu decyzyjnego) w rankingu. Zdarzało się, że różnice w pozycji komputera w rankingu dla jednej kombinacji wag sięgały czasami sześciu pozycji (na osiem analizowanych komputerów). Tak było dla najdroższego w zestawieniu komputera – Razera Blade Pro dla kombinacji wag, w której najważniejsza była cena. Mimo że jest to najdroższy komputer w zestawieniu, dla niektórych metod normalizacji zajął pierwsze miejsce, podczas gdy dla innych – przedostatnie, czyli siódme. Może to być spowodowane tym, że inne parametry miał na tak wysokim poziomie, że zawyżały jego pozycję w rankingu. Dalszym etapem badań będzie sprawdzenie, dlaczego działa się tak dla niektórych metod normalizacji, a dla innych nie. Zostanie też porównane rangowanie wariantów decyzyjnych za pomocą metody GDM dla różnych metod normalizacji z rangowaniem uzyskanym dla innych metod, na przykład TOPSIS czy dla SMR uzyskanego przy zastosowaniu odległości euklidesowych.

Literatura

- Dmytrów, K. (2015). Taksonomiczne wspomaganie wyboru lokalizacji w procesie kompletacji produktów. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 248, 17–30.
- Dmytrów, K. (2017). *Zastosowanie Uogólnionej Miary Odległości do podejmowania decyzji wielokryterialnych*. Referat na XI ogólnopolskiej Konferencji Naukowej „Modelowanie Preferencji a Ryzyko ‘17” (Ustroń, 2–4 kwietnia 2017 r.). <http://www.pcmag.com/article2/0,2817,2369981,00.asp> (10.03.2017).
- Kukuła, K. (2000). *Metoda unitaryzacji zerowanej*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Tarczyński, W. (2001). *Rynki kapitałowe cz. I. Metody ilościowe*. Warszawa: Placet.
- Walesiak, M. (2000). *Propozycja uogólnionej miary odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*. Referat na konferencję naukową nt. „Statystyka regionalna w służbie samorządu lokalnego i biznesu” (Kiekrz k. Poznania, 5–7 czerwca 2000 r.).
- Walesiak, M. (2003). Uogólniona Miara Odległości GDM jako syntetyczny miernik rozwoju w metodach porządkowania liniowego. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, 988, *Taksonomia 10, Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, 134–144.

Walesiak, M. (2011). *Uogólniona Miara Odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*. Wrocław: Wyd. UE we Wrocławiu.

IMPACT OF THE NORMALISATION METHOD ON THE RESULTS OF CLASSIFICATION OF DECISION VARIANTS BY MEANS OF THE GENERALISED DISTANCE MEASURE

Abstract

In the Multi-Criteria Decision Making problems, methods like TOPSIS, variants of the Synthetic Measure of Development or Generalised Distance Method are used. All of them are resolved by creating the synthetic variable, obtained by normalisation of variables and calculation of weighed distance of every decision variant from the pattern or (and) anti-pattern. The goal of the article is the analysis, how the normalisation method influences the ranking of decision variants obtained by means of the Generalised Distance Method.

Translated by Krzysztof Dmytrów

Keywords: Multi-Criteria Decision Making, Generalised Distance Method, normalisation

JEL Codes: C38, C44



Mariusz Doszyna*

Józef Hozer**

Uniwersytet Szczeciński

SZCZECIŃSKI ALGORYTM MASOWEJ WYCENY NIERUCHOMOŚCI – PODEJŚCIE EKONOMETRYCZNE

Streszczenie

Celem artykułu jest odniesienie się do możliwości ekonometrycznego oszacowania wpływu atrybutów nieruchomości na wartość nieruchomości przy użyciu modelu będącego adaptacją szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości. Dyskusji poddane zostały następujące problemy: sposób wprowadzania jakościowych zmiennych objaśniających w zależności od skali pomiaru, liczba zmiennych objaśniających, współliniowość i losowość zmiennych objaśniających, własności składnika losowego, określanie wpływu atrybutów na podstawie oszacowanego modelu.

Słowa kluczowe: masowa wycena nieruchomości, metody ekonometryczne w wycenie nieruchomości

Wprowadzenie

W literaturze poświęconej masowej wycenie nieruchomości funkcjonuje wiele propozycji metodycznych, których autorzy zazwyczaj odwołują się do szeroko ro-

* Adres e-mail: mariusz.doszyn@usz.edu.pl

** Adres e-mail: hozer@wneiz.pl

zumianych metod ekonometrycznych¹. Specyfika nieruchomości, wpływ zachowań ludzkich oraz jakość informacji o nieruchomościach w procesie wyceny sprawiają, że modele regresji wielorakiej nie mogą być stosowane w procesie masowej wyceny (zob. Hozer, Forys, Zwolankowska, Kokot, Kuźmiński, 1999; Prystupa, 2000). Mało użyteczne może być również wspomaganie się „tradycyjnymi” modelami ekonometrycznymi w wycenach indywidualnych (Doszyń, 2012). Problematyczność wiążąca się ze stosowaniem typowych metod ekonometrycznych była jednym z motywów wypracowania szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości (Hozer i in., 1999).

Celem niniejszego artykułu jest ocena możliwości ekonometrycznego określenia wpływu atrybutów przy użyciu szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości. Podjęta została próba ekonometrycznej specyfikacji algorytmu, a następnie ocenie poddana zasadność tego typu podejścia oraz możliwość jego zastosowania w praktyce.

1. Algorytm masowej wyceny nieruchomości

Algorytm wyceny masowej można przedstawić za pomocą następującego równania (Hozer i in., 1999):

$$W_i = WWR_{mi} \cdot pow_i \cdot C_{baz} \prod_{j=1}^p (1 + A_j) \quad (1)$$

gdzie:

W_i – wartość rynkowa (lub katastralna) i -tej nieruchomości,

WWR_{mi} – współczynnik wartości rynkowej w m -tym obrębie ($m = 1, 2, \dots, M$),

M – liczba obszarów,

pow_i – powierzchnia i -tej nieruchomości,

C_{baz} – cena 1m² najtańszego (nieużywanego) gruntu rolnego na terenie gminy,

A_j – wartość j -tego atrybutu ($j = 1, 2, \dots, p$),

p – liczba atrybutów.

Równanie (1) nie jest modelem ekonometrycznym, nie występuje w nim bowiem ważny czynnik wskazujący na stochastyczność modelowanego procesu, czyli czynnik losowy. Ponadto wartości poszczególnych atrybutów (A_j) są kalibro-

¹ Krótką charakterystykę możliwości zastosowania modeli ekonometrycznych w masowej wycenie nieruchomości zawierają np. prace (Hozer, Forys, Zwolankowska, Kokot, Kuźmiński, 1999; Hozer, Kokot, Kuźmiński, 2002).

wane metodą ekspercką przez rzeczoznawców majątkowych, którzy stanowią ważne „ogniwo” w działaniu algorytmu. Rzeczoznawcy wyceniają w podejściu indywidualnym nieruchomości reprezentatywne, które są losowane zgodnie z prawidłami metody reprezentacyjnej z każdego obrębu objętego masową wyceną. Znając wartości wylosowanych nieruchomości reprezentatywnych, wartości atrybutów, „cenę bazową” (C_{baz}) i powierzchnie, można dla każdego obrębu oszacować współczynniki wartości rynkowej (WWR_{mi}), kształtujące się pod wpływem „mody” na określone lokalizacje.

Możliwość oszacowania współczynników wartości rynkowej jest istotną zaletą algorytmu, której nie posiadają na przykład opisywane w literaturze modele regresji wielorakiej. Dwie nieruchomości o zbliżonych atrybutach mogą mieć bardzo różniące się od siebie wartości, jeżeli położone są w obrębach o odmiennym wpływie mody. Algorytm (1) odzwierciedla tego typu zależności.

Reasumując, można zauważyć, że algorytm opiera się na określaniu wpływu cech rynkowych metodą ekspercką przez rzeczoznawców majątkowych. Dodatkowo nie zakłada się *explicite* stochastyczności modelowanego zjawiska (wartości nieruchomości). Pojawia się w związku z tym pytanie: Czy możliwa jest ekonometryczna specyfikacja szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości? W artykule podjęta została próba udzielenia odpowiedzi na to pytanie.

2. Próba ekonometrycznej specyfikacji algorytmu masowej wyceny

Masowa wycena przewidziana jest dla trzech przypadków. Algorytm może być stosowany do określania wartości katastralnej, na potrzeby ciągle w Polsce nieobowiązującego podatku katastralnego. Kolejne dwa przypadki to aktualizacja opłat za użytkowanie wieczyste oraz ocena ekonomicznych skutków zmian w planie zagospodarowania przestrzennego. Wyodrębnienie to jest ważne dlatego, że wpływa na zbiór atrybutów, a dokładniej – na możliwość uwzględniania w zbiorze atrybutów przeznaczenia w planie zagospodarowania przestrzennego. Ten atrybut może występować tylko w przypadku wyceny zmierzającej do określenia wartości katastralnej. W pozostałych przypadkach (aktualizacja opłat za użytkowanie wieczyste, ocena ekonomicznych skutków zmian w planie zagospodarowania przestrzennego) zbiór nieruchomości należałoby podzielić na podzbiory jednorodne ze względu na przeznaczenie w planie zagospodarowania przestrzennego.

Zdefiniowanie zmiennych w modelu ekonometrycznym opartym na algorytmie (1) nie jest problematyczne. Zmienną objaśnianą jest wartość rynkowa lub katastralna nieruchomości (W_i). Zmiennymi objaśniającymi muszą być wszystkie atrybuty wpływające na wartość (tab. 1).

Tabela 1. Atrybuty nieruchomości w algorytmie masowej wyceny

Atrybut	Wariant atrybutu/symbol	Wartości atrybutu
Przeznaczenie w planie zagospodarowania przestrzennego (P)	Pod komercję (handel, usługi) – P_1	0/1
	Pod mieszkalnictwo – P_2	0/1
	Pod usługi niekomercyjne (ośrodki zdrowia, kultury) – P_3	0/1
	Na cele przemysłowo-składowe – P_4	0/1
	Pod rekreację – P_5	0/1
	Pod komunikację – P_6	0/1
	Pod parki i zieleń – P_7	0/1
	Pod strefy ochronne	–
Sąsiedztwo (S)	Korzystne – S_1	0/1
	Nieuciążliwe – S_2	0/1
	Uciążliwe – S_3	0/1
	Szkodliwe	–
Uzbrojenie w infrastrukturę techniczną (U)	Energia elektryczna, wodociąg, kanalizacja, gaz – E_1	0/1
	Energia elektryczna, wodociąg, kanalizacja – E_2	0/1
	Energia elektryczna (3 fazy), wodociąg – E_3	0/1
	Energia elektryczna (1 faza) – E_4	0/1
	Brak infrastruktury technicznej	–
Dostęp do środków komunikacji (K)	Bardzo dobry – K_1	0/1
	Dobry – K_2	0/1
	Średni – K_3	0/1
	Zły	–
Położenie w stosunku do centrów miejskich (L)	Do 500 m – L_1	0/1
	Do 1000 m – L_2	0/1
	Do 2000 m – L_3	0/1
	Do 3000 m – L_4	0/1
	Powyżej 3000 m	–
Warunki gruntowo-wodne (GW)	Bardzo korzystne – GW_1	0/1
	Korzystne – GW_2	0/1
	Przeciętne – GW_3	0/1
	Niekorzystne	–
Służebność gruntowa (SG)	SG	0/1

„–” – brak wartości

Źródło: Hozer i in. (1999).

Wstępna hipoteza modelowa algorytmu masowej wyceny przedstawia się następująco:

$$W_i = f(WWR_{mi}, P_{pi}, S_{si}, U_{ui}, K_{ki}, L_{li}, GW_{gi}, SG_i, u_i),$$

gdzie u_i – składnik losowy. Oznaczenia zmiennych objaśniających odpowiadają oznaczeniom w tabeli 1.

Wyodrębnionych zostało siedem atrybutów. Część z nich mierzona jest na skali nominalnej, na podstawie której można stwierdzić jedynie, czy dana kategoria występuje, czy też nie. Na tej skali mierzone jest przeznaczenie w planie zagospodarowania przestrzennego (P) oraz służebność gruntowa (SG). W modelu ekonometrycznym będzie występować wyraz wolny, więc w celu uniknięcia ścisłej współliniowości zmiennych objaśniających, jeżeli liczba kategorii dla danego atrybutu jest większa od jednej, to zmienne 0–1 (zmienne zero-jedynkowe) dla każdej ostatniej kategorii będą pomijane.

W przypadku przeznaczenia w planie zagospodarowania przestrzennego (P) dodaje się zmienne 0–1 dla każdej kategorii poza ostatnią. Wpływ tego atrybutu uwzględnia się zatem, dodając do zbioru zmiennych objaśniających siedem zmiennych zero-jedynkowych: $P_1, P_2, \dots, P_7$. Zmienna jest równa jeden dla danego przeznaczenia w planie, a zero – w pozostałych przypadkach. Kategoria „pod strefy ochronne” (P_8) jest pomijana. Parametry przy zmiennych $P_1, P_2, \dots, P_7$ będą informować o przeciętnym wzroście poziomu zjawiska w stosunku do kategorii pominiętej (P_8). Analogicznie będzie w przypadku pozostałych atrybutów.

Aby uwzględnić służebność gruntową (SG), dodaje się jedną zmienną 0–1.

Kategorie pozostałych atrybutów można przedstawić na skali porządkowej, w której analizuje się relacje przewyższenia i równości kategorii zmiennej. Przykładowo sąsiedztwo korzystne jest lepsze od nieuciążliwego, a nieuciążliwe jest lepsze od uciążliwego itd. Podobne reguły dotyczą uzbrojenia, dostępu do komunikacji, położenia w stosunku do centrum czy warunków gruntowo-wodnych.

Kategorie zmiennych mierzonych na skali porządkowej można kodować jako kolejne liczby naturalne: 1, 2, 3, ..., h , gdzie „1” to wariant najlepszy, „2” to wariant gorszy, „3” to wariant jeszcze gorszy, a h to wariant najgorszy itd. Jednak tego typu zmiennych nie można dołączyć do modelu ekonometrycznego, nie można bowiem ze zmiennej jakościowej, a taki charakter mają rozważane atrybuty, czynić zmiennej ilościowej. Kolejne liczby naturalne 1, 2, 3, ..., h to tylko „kody” poszczególnych kategorii, a nie ich obiektywne charakterystyki. Możemy jedynie stwierdzić, że dana kategoria jest lepsza bądź równoważna, natomiast nie jesteśmy w stanie stwierdzić, „o ile” lepsza. Wprowadzając zmienne o wartościach 1, 2, 3, ..., h , zakładamy, że odległości

między kategoriami są równe, a tego najzwyczajniej nie wiemy. Może to skutkować sztucznym (i nieprawdziwym) wzmacnianiem skali i prowadzić do przekłamań.

Jak zatem wprowadzać zmienne mierzone na skali porządkowej do zbioru zmiennych objaśniających modelu ekonometrycznego? Tak jak w przypadku zmiennych mierzonych na skali nominalnej, czyli za pomocą zmiennych 0–1 dla każdej kategorii (poza ostatnią, która jest pomijana w celu uniknięcia ścisłej współliniowości zmiennych).

Przykładowo atrybut „warunki gruntowo-wodne” ma cztery kategorie:

- bardzo korzystne – GW_1
- korzystne – GW_2
- przeciętne – GW_3
- niekorzystne.

Atrybut ten uwzględniany jest w modelu za pomocą trzech sztucznych zmiennych 0–1: GW_1 , GW_2 , GW_3 . Zmienna GW_1 jest równa jeden, jeżeli nieruchomość cechuje się bardzo korzystnymi warunkami gruntowo-wodnymi, a zero – dla innych warunków gruntowo-wodnych. Analogicznie są definiowane pozostałe kategorie tej zmiennej (GW_2 , GW_3). Podobnie określa się też pozostałe atrybuty mierzone na skali porządkowej.

Kolejnym zagadnieniem jest uwzględnienie w modelu ekonometrycznym współczynników wartości rynkowej (WWR_{mi}). Jeżeli liczba obrębów jest równa M , do modelu należy wprowadzić $M - 1$ zmiennych 0–1 dla każdego obrębu poza jednym, który jest pomijany.

Tak określony zbiór zmiennych objaśniających jest problematyczny. Pierwszym problemem jest duża liczba zmiennych objaśniających, która dla przyjętej bazy atrybutów oraz M obrębów jest równa: $M + 7 + 3 + 4 + 3 + 4 + 3 + 1 = M + 25$. Liczba obrębów (M) jest zazwyczaj duża, a więc prawidłowe oszacowanie parametrów modelu ekonometrycznego z takim zbiorem zmiennych objaśniających w wielu przypadkach może być niemożliwe. Liczba nieruchomości wylosowanych z danego obrębu może być niewielka z przyczyn obiektywnych. Może to wynikać na przykład z tego, że w danym obrębie jest tylko kilka nieruchomości dużych. W takiej sytuacji „wylosowanie” nawet wszystkich nieruchomości z obrębu może być niewystarczające do uzyskania wiarygodnych wyników.

Kolejnym problemem może być ścisła współliniowość zmiennych objaśniających, która całkowicie uniemożliwia oszacowanie wpływu niektórych kategorii (atrybutów). Generalnie jeżeli w ramach danego obrębu będą występować tylko nieruchomości cechujące się występowaniem jednej kategorii, to wpływu tej kategorii oszacować się nie da.

Na przykład jeżeli w danym obrębie wszystkie nieruchomości są obciążone służebnością gruntową, to wpływu tego atrybutu nie da się ekonometrycznie oszacować, wtedy bowiem: $WWR_{mi} = SG_i$. Nie da się zatem „rozdzielić” wpływu tych dwóch zmiennych.

Fragment macierzy wartości zmiennych objaśniających dla tego przypadku może wyglądać następująco (wiersze odpowiadają nieruchomościom, kolumny – zmiennym):

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & .. & 1 \\ 1 & 1 & .. & 1 \\ 1 & .. & .. & .. \\ 1 & 1 & .. & 1 \\ 1 & 0 & .. & 0 \\ .. & .. & .. & .. \end{bmatrix}.$$

W pierwszej kolumnie jest, ze względu na wyraz wolny, zmienna składająca się z jedynek, w drugiej kolumnie jest zmienna WWR_{mi} , a w czwartej – SG_i . W takiej sytuacji nie można określić wpływu tych zmiennych (przynajmniej jednej z nich).

Gdy w danym obrębie wszystkie nieruchomości są przeznaczone pod mieszkalnictwo, to $WWR_{mi} = P_{2i}$. Z kolei gdy wszystkie nieruchomości mają sąsiedztwo korzystne, to $WWR_{mi} = S_{1i}$, itp. Podobnych przypadków ścisłej współliniowości zmiennych może być dużo więcej.

Przykładowo gdy w danym obrębie część nieruchomości jest przeznaczona pod mieszkalnictwo, a wszystkie pozostałe – pod komercję, to $WWR_{mi} = P_{1i} + P_{2i}$. Fragment macierzy obserwacji wartości zmiennych objaśniających może wtedy wyglądać następująco:

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 0 & 1 \\ 1 & .. & 1 & .. & 0 & 1 \\ 1 & .. & 1 & .. & 0 & 1 \\ 1 & .. & 0 & .. & 0 & 0 \\ .. & .. & .. & .. & .. & .. \end{bmatrix}.$$

W pierwszej kolumnie jest zmienna „jedynkowa” (ze względu na wyraz wolny), w trzeciej kolumnie jest zmienna WWR_{mi} , która w tym przypadku jest sumą zmiennych P_{1i}, P_{2i} . Zmienne są więc związane liniową kombinacją, występuje ich ścisła współliniowość, a więc jedna z nich musi być z modelu odrzucona.

Reasumując, możliwych kombinacji zmiennych, w których będzie występować ich ścisła współliniowość, jest wiele, co w efekcie uniemożliwia oszacowanie wpływu części kategorii (atrybutów). Przypadków ścisłej współliniowości byłoby znacznie mniej po odrzuceniu zmiennych WWR_m , co oznaczałoby jednak pominięcie ważnego czynnika wpływającego na wartość nieruchomości (moda)². Należy jednak dodać, że zaletą występowania w modelu wyłącznie zmiennych 0–1 jest ich nielosowość, co jest jednym z warunków stosowania metody najmniejszych kwadratów (MNK).

Algorytm masowej wyceny (1) ma postać multiplikatywną, w związku z czym przyjęto wykładniczą postać modelu. Dodatkowym uzasadnieniem jest występowanie w zbiorze zmiennych objaśniających zmiennych 0–1.

Hipoteza modelowa algorytmu w wersji wykładniczej, po zlinearyzowaniu, jest następująca:

$$\ln\left(\frac{W_i}{pow_i C_{baz}}\right) = \alpha_0 + \sum_{m=1}^{M-1} \alpha_{1m} WWR_{mi} + \sum_{p=1}^7 \alpha_{2p} P_{pi} + \sum_{s=1}^3 \alpha_{3s} S_{si} + \sum_{u=1}^4 \alpha_{4u} U_{ui} + \sum_{k=1}^3 \alpha_{5k} K_{ki} + \sum_{l=1}^4 \alpha_{6l} L_{li} + \sum_{g=1}^3 \alpha_{7g} GW_{gi} + \alpha_8 SG_i + u_i \quad (2)$$

gdzie:

$\alpha_0, \alpha_{1m}, \alpha_{2p}, \alpha_{3s}, \alpha_{4u}, \alpha_{5k}, \alpha_{6l}, \alpha_{7g}, \alpha_8$ – parametry,

u_i – składnik losowy.

Zmienną objaśnianą w modelu (2) jest zlogarytmowany iloraz wartości nieruchomości wycenianej i wartości nieruchomości „bazowej”, która to wartość jest znana i jest punktem odniesienia.

Składnik losowy w modelu (2) powinien charakteryzować się stałą wariancją (homoskedastyczność) i brakiem autokorelacji. Jeżeli założenia te nie są spełnione, to estymatory MNK nie są efektywne. W przypadku rozważanego modelu chodzi o autokorelację przestrzenną, gdyż model masowej wyceny opiera się na danych przekrojowych.

² Można również próbować określać wpływ mody na podstawie reszty modelu ekonometrycznego, z takim zbiorem zmiennych objaśniających jak w tabeli 1.

Z autokorelacją przestrzenną (dodatnią lub ujemną) mamy do czynienia wtedy, gdy wartość danej zmiennej jest istotnie powiązana (dodatnio lub ujemnie) z wartością tej samej zmiennej w sąsiednich lokalizacjach. W przypadku wartości nieruchomości występowanie dodatniej autokorelacji przestrzennej jest bardzo prawdopodobne. Wysoka wartość nieruchomości w „dobrych” lokalizacjach podnosi często wartość nieruchomości w lokalizacjach sąsiednich. Lokalizacje gorsze, w których nieruchomości mają niższą wartość, mogą z kolei obniżać wartość nieruchomości sąsiednich. Może to skłaniać do wniosku, że ekonometryczny model masowej wyceny nieruchomości powinien zawierać również efekty przestrzenne³.

Spełnienie założeń o homoskedastyczności i braku autokorelacji przestrzennej składnika losowego w przypadku modelu (2) wydaje się mało prawdopodobne. Jedną z cech fizycznych nieruchomości jest ich różnorodność. Analizowane obiekty (nieruchomości) są zróżnicowane, co prowadzi do heteroskedastyczności składnika losowego. Każda nieruchomość jest inna i może w nieco inny sposób „reagować” na wpływ poszczególnych atrybutów.

Po oszacowaniu modelu (2) wpływ poszczególnych kategorii można określić jako: $e^{\alpha} - 1$. Tak określony wpływ informuje o względnym wzroście wartości danej nieruchomości w stosunku do wartości bazowej, przy czym wpływ każdej kategorii jest odnoszony do kategorii pominiętej (w celu uniknięcia ścisłej współliniowości zmiennych).

W kolejnym etapie na podstawie tak wyznaczonego względnego wpływu poszczególnych kategorii można zbudować bazę wpływu atrybutów na wartość nieruchomości, która może być później wykorzystywana w algorytmie masowej wyceny (1). Niezbędna przy tym wydaje się wiedza ekspercka w postaci opinii rzeczoznawców majątkowych, którzy powinni ocenić każdy z uzyskanych w ten sposób wyników.

Podsumowanie

Ekonometryczna specyfikacja szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości rodzi wiele problemów. Aby oszacować wpływ atrybutów, należy wprowadzać do modelu zmienne 0–1 dla wszystkich kategorii (poza jedną, która jest pomijana w celu uniknięcia ścisłej współliniowości zmiennych). Związane jest

³ Szczegółowy opis metod ekonometrii przestrzennej zawiera np. praca (Sucheckie, 2010).

to z tym, że atrybuty mierzone są na słabych skalach, takich jak skala nominalna i porządkowa.

Za pomocą zmiennych 0–1 określa się również współczynniki wartości rynkowej. W ich przypadku liczba zmiennych 0–1 jest równa liczbie obrębów pomniejszonej o jeden. Taka specyfikacja zmiennych objaśniających prowadzi do ich dużej liczby, a tym samym dla danej liczby obserwacji znacznie pomniejsza liczbę stopni swobody, co przekłada się bezpośrednio na właściwości modelu i jakość wyników. Zaletą tego typu zmiennych objaśniających jest natomiast ich nielosowość.

Dodatkowym problemem jest możliwość występowania ścisłej współliniowości zmiennych objaśniających, co uniemożliwia oszacowanie wpływu przynajmniej niektórych atrybutów.

Bardzo wątpliwe jest także uzyskanie homoskedastycznego składnika losowego spełniającego dodatkowo założenie o braku autokorelacji przestrzennej, co prowadzi do nieefektywności estymatorów MNK.

Podsumowując, należy podkreślić, że ekonometryczna specyfikacja algorytmu masowej wyceny może być problematyczna. Ostateczną weryfikacją podejścia ekonometrycznego powinna być jednak weryfikacja empiryczna z wykorzystaniem danych z rynku nieruchomości. Podejście ekonometryczne może być ważnym narzędziem wspomagającym ekspercką wiedzę rzeczoznawców majątkowych stosujących w praktyce algorytm masowej wyceny. Ze względu jednak na przedstawione problemy metodyczne każdy z uzyskanych wyników powinien być poddany ocenie eksperckiej.

Literatura

- Doszyń, M. (2012). Ekonometryczna wycena nieruchomości. *Metody Ilościowe w Ekonomii, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, 26, 41–52.
- Hozer, J., Foryś, I., Zwolankowska, M., Kokot, S., Kuźmiński, W. (1999). *Ekonometryczny algorytm masowej wyceny nieruchomości gruntowych*. Szczecin: Katedra Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Szczecińskiego, Stowarzyszenie Pomoc i Rozwój.
- Hozer, J., Kokot, S., Kuźmiński, W. (2002). *Metody analizy statystycznej rynku w wycenie nieruchomości*. Warszawa: Polska Federacja Stowarzyszeń Rzeczoznawców Majątkowych.
- Prystupa, M. (2000). O potrzebie dalszych prac nad zastosowaniem regresji wielorakiej w wycenie nieruchomości. *Rzeczoznawca Majątkowy*, 4.
- Sucheckie, B. (red.) (2010). *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Warszawa: C.H. Beck.

Walesiak, M. (2016). *Uogólniona miara odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*. Wrocław: Wyd. UE we Wrocławiu.

SZCZECIN'S ALGORITHM OF REAL ESTATE MASSIVE VALUATION – ECONOMETRIC APPROACH

Abstract

The purpose of the article is to refer to the econometric possibilities of estimating the impact of property attributes on the value of real estate, based on a model adapted by the Szczecin algorithm of mass property valuation. The following problems have been discussed: the introduction of qualitative explanatory variables with respect to the measurement scale, the number of explanatory variables, the linearity and randomness of the explanatory variables, the properties of the random component, and the influence of attributes on the estimated model.

Translated by Mariusz Doszyń

Keywords: real estate valuation, econometric methods in property valuation

JEL Codes: C01, C01, C18, C51, R30



Iwona Forys*

Uniwersytet Szczeciński

SPÓŁDZIELCZOŚĆ MIESZKANIOWA W POLSCE PO TRANSFORMACJI GOSPODARCZEJ

Streszczenie

W artykule analizowano zmiany w aktywności spółdzielni mieszkaniowych w Polsce, zwłaszcza po 1990 roku, w którym miały miejsce przekształcenia ustrojowe oraz znaczące przeobrażenia w dążeniu do własności mieszkań. W ślad za wejściem do gospodarki rynkowej w znaczącym zakresie został sprywatyzowany państwowy i komunalny zasób mieszkaniowy. Mieszkanie stało się dla wielu przedmiotem obrotu rynkowego, w tym również formą inwestowania. Spowodowało to odejście od spółdzielczości mieszkaniowej, które przejawiało się w coraz mniejszej dynamice powstawania nowych spółdzielni w stosunku do lat powojennych. W badaniu analizowano dynamikę zakładania nowych spółdzielni mieszkaniowych w Polsce po II wojnie światowej, które są nadal aktywne 20 kwietnia 2017 roku. Wykazano, iż najtrwalsze są spółdzielnie powstałe w latach 90. ubiegłego wieku, które działały pod rządami ustaw przywracających spółdzielniom mieszkaniowym swobodę inwestowania. Do analizy badanego zjawiska wykorzystano dane z systemu REGON. Spółdzielnie analizowano z uwagi na liczbę zatrudnionych, wykazując, że najwięcej jest tych zatrudniających do dziewięciu osób, co najczęściej stanowi również konsekwencję wielkości zasobu mieszkaniowego danej spółdzielni.

Słowa kluczowe: mieszkania, spółdzielnia, własność

* Adres e-mail: forys@wneiz.pl

Wprowadzenie

Rozwój spółdzielczości mieszkaniowej związany jest z rewolucją przemysłową oraz napływem do miast ludności wiejskiej (Foryś, Nowak, 2012). Wysokie koszty najmu i zakupu mieszkań oraz niska jakość zasobów przeznaczonych na wynajem przy niezaspokojonych potrzebach mieszkaniowych, skłaniały do poszukiwań nowych rozwiązań. W tych warunkach budowa mieszkań ze wspólnie zgromadzonych środków, wsparta celowymi pożyczkami niejednokrotnie gwarantowanymi przez państwo, była sposobem na budowę tanich, a jednocześnie zdrowych, na ówczesne warunki mieszkań.

Pierwsze spółdzielnie powstawały w Europie na początku XIX wieku i oferowały domy i mieszkania robotnicze. Jednak kapitałochłonność inwestycji w tym okresie spowodowała, że była to oferta co najmniej dla średnio zarabiającej klasy robotniczej. Kolejne doświadczenia ruchu spółdzielczego doprowadziły do budowy przede wszystkim domów wielorodzinnych i pozostawiania ich jako majątku spółdzielni bez przenoszenia własności mieszkań na poszczególnych spółdzielców.

Główną barierą aktywności spółdzielni była kapitałochłonność, co oznaczało czerpanie z zewnątrz środków na budowę mieszkań, w tym również korzystanie z pomocy państwa. Między innymi ten element stał się w wielu krajach przyczyną silnej ingerencji państwa w regulacje spółdzielcze. W krajach Europy Środkowo-Wschodniej wspomniana ingerencja była przyczyną niepopularności spółdzielczości mieszkaniowej w okresie przechodzenia do gospodarki rynkowej. Również w Polsce prywatyzacja zasobu komunalnego, rozwój budownictwa deweloperskiego oraz silne dążenie do własności mieszkania wzmogło awersję do mieszkań i budownictwa spółdzielczego (Foryś, 2011).

Celem badania jest ocena skali wspomnianego zjawiska, to znaczy odchodzenia od budownictwa spółdzielczego w Polsce po 1989 roku. W badaniu wykorzystano dane z systemu REGON dotyczące spółdzielni mieszkaniowych, które zostały zarejestrowane i rozpoczęły działalność po II wojnie światowej oraz dalej były aktywne 20 kwietnia 2017 roku. Na tle zmian historycznych i prawnych przeanalizowana została dynamika powstawania spółdzielni mieszkaniowych w kolejnych dekadach.

1. Rozwój spółdzielczości mieszkaniowej w Polsce

Spółdzielczość mieszkaniową w Polsce zainaugurowały w 1890 roku dwie spółdzielnie: w Poznaniu i Bydgoszczy, natomiast kolejne powstawały dopiero po upływie dekady (Forys, Nowak, 2012). Spółdzielczość z okresu zaborów i po uzyskaniu wolności wiąże się z postaciami W. Dobrzańskiego, T. Toeplitza czy C. Klarnera, którzy w praktyce realizowali koncepcję zabudowy wielorodzinnej wraz z funkcjami towarzyszącymi w formie zwartych osiedli mieszkaniowych (Brodziński, Jankowski, 2004). W Krakowie w 1910 roku z inicjatywy A. Grossa powstała ustawa o funduszu mieszkaniowym będąca podwaliną spółdzielczości mieszkaniowej w Polsce. W tym czasie powstaje również Państwowy Fundusz Mieszkaniowy udzielający pożyczek na budowę mieszkań.

W okresie międzywojennym powstała pierwsza polska ustawa o spółdzielniach z 29 października 1920 roku, która sformalizowała budowę tanich modelowych mieszkań wraz z infrastrukturą osiedlową, w formule kooperacji osób fizycznych. Niezbędnym uzupełnieniem okazała się ustawa o rozbudowie miast i utworzeniu Państwowego Funduszu Budowlanego z 1920 roku, która określała zasady kredytowania budownictwa mieszkaniowego. Dodatkowo w 1931 roku powstał Związek Rewizyjny Spółdzielni Mieszkaniowych, który uporządkował działalność całego ruchu spółdzielczego.

Rozwiązania zastosowane w spółdzielczości mieszkaniowej po zakończeniu II wojny światowej pochodzą jeszcze z okresu międzywojennego. Są to między innymi: współfinansowanie inwestycji przez Bank Gospodarstwa Krajowego (spółdzielnie lokatorskie), budowa w całości ze środków spółdzielców (spółdzielnie własnościowe) czy tak zwane umowy patronackie i budowa mieszkań dla zakładów pracy (Kulesza, 1990). W sierpniu 1939 roku w Polsce prowadziły działalność 322 lokatorskie spółdzielnie mieszkaniowe oraz 192 spółdzielnie własnościowe (Andrzejewski, 1977). W listopadzie 1944 roku w Lublinie odbył się I Kongres Spółdzielczości, na którym poparto nowe władze i na wiele lat podporządkowano spółdzielczość mieszkaniową kontroli państwowej.

W latach 1945–1950, odtwarzając zasoby, oddano do użytku 43,5 tys. mieszkań spółdzielczych. Jednak już w 1948 roku nastąpiło zahamowanie rozwoju wraz z powołaniem przy Ministerstwie Odbudowy tak zwanego Zakładu Osiedli Robotniczych (ZOR), któremu przekazano prawo do budowy mieszkań spółdzielczych. Dopiero po grudniu 1956 roku powstały trzy ważne akty prawne stanowiące bodziec rozwojowy spółdzielczości mieszkaniowej:

- a) ustawa z 25 maja 1957 roku o wyłączeniu spod publicznej gospodarki lokalami domów jednorodzinnych i lokali w domach spółdzielczych;
- b) uchwała Rady Ministrów nr 97 z 1957 roku reaktywująca Społeczne Przedsiębiorstwo Budowlane;
- c) uchwała Rady Ministrów nr 81 z 1957 roku przyznająca spółdzielczości mieszkaniowej tanie kredyty (85% udział państwa w kosztach budowy, okres kredytowania 45 lat, brak oprocentowania, 1/3 kredytu miała podlegać umorzeniu).

W latach 1959–1965 ingerencja państwa sprowadzała się między innymi do umasowienia członkostwa (40-procentowy parytet pracowników fizycznych), programu oszczędnościowego budownictwa mieszkaniowego, zasad przydziału mieszkań, w tym statusu kandydata na członka spółdzielni mieszkaniowej (Goryński, 1971). W 1970 roku krytyka ubezwłasnowolnienia spółdzielni mieszkaniowych przyniosła zmniejszenie zobowiązań do oddawania 2–5% efektów budownictwa spółdzielni na rzecz państwa oraz budowie mieszkań według normatywów powierzchniowych (Goryński, 1975). Dopiero jednak kryzys lat osiemdziesiątych przywrócił spółdzielniom status inwestora bezpośredniego.

16 września 1982 roku weszła w życie ustawa Prawo spółdzielcze (Dz.U. 1982, nr 30, poz. 210), która umożliwiła na przykład tworzenie małych spółdzielni mieszkaniowych budujących mieszkania skuteczniej i szybciej, z udziałem członków spółdzielni. Zauważono również niski standard oddawanych mieszkań. Regres gospodarczy końca lat osiemdziesiątych i rosnąca inflacja wstrzymały wiele inwestycji spółdzielczych. Dodatkowo brak pomocy państwa w finansowaniu inwestycji ostatecznie doprowadził do komercjalizacji spółdzielczych efektów budownictwa mieszkaniowego. Od roku 1992 mieszkania budowane są wyłącznie ze środków własnych członków spółdzielni. Jest to wynikiem zmiany finansowania spółdzielczości mieszkaniowej. W miejsce spółdzielni jako kredytobiorcy pojawiła się osoba fizyczna nabywająca mieszkanie spółdzielcze.

Proces przekształceń własnościowych w spółdzielczości mieszkaniowej jest konsekwencją ustawy z 15 grudnia 2000 roku o spółdzielniach mieszkaniowych. Na jej mocy mieszkania spółdzielcze (lokatorskie i własnościowe) mogą być przekształcane w odrębną własność, a w efekcie mogą powstawać wspólnoty mieszkaniowe (Skotarczak, 2008).

Analizując cel i idee powstawania spółdzielczości mieszkaniowej, należy podkreślić dobrowolność zrzeszania się oraz wspólny cel (nie tylko związany z zaspokojeniem potrzeb mieszkaniowych), który winien przyświecać członkom spółdzielni.

Czy zatem w kontekście tych rozważań spółdzielnie powstawały i podejmowały działalność również po okresie zmian ustrojowych i dążenia do własności?

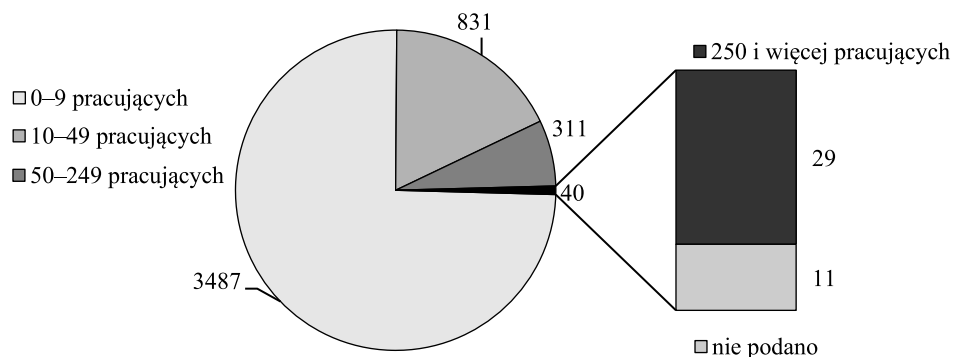
2. Przekształcenia własnościowe mieszkań spółdzielczych w kontekście powstawania spółdzielni mieszkaniowych

Warunkiem koniecznym rozwoju spółdzielczości mieszkaniowej jest swobodne dysponowanie przez członków ich prywatnym majątkiem spółdzielczym i nieskrępowana interwencją państwa wewnętrzna samoregulacja. Brak ograniczeń oznacza także zapewnienie stabilnych legislacyjnie form organizacyjnych ułatwiających realizację wspomnianych praw. Jednak w rozwiniętych gospodarkach też istnieją granice uprawnień wynikających z własności, którymi są zasady współżycia społecznego, przeznaczenie społeczno-gospodarcze oraz przepisy prawa.

Dynamiczny rozwój rynku nieruchomości w Polsce po 1989 roku spowodował powiększenie zakresu indywidualnej wolności, ograniczanej jednak przez kolejne regulacje prawne. Stała tendencja przekształceń praw lokatorskich na własnościowe została wzmocniona w 2000 roku ustawą o spółdzielniach mieszkaniowych i jej kolejnymi nowelizacjami. W efekcie w 2007 roku blisko dwukrotnie zwiększył się udział mieszkań własnościowych w zasobach spółdzielczych w stosunku do 1990 roku. Te z kolei stanowią podstawę do ustanawiania odrębnej własności lokalu i powstawania wspólnot mieszkaniowych, co stanowi zagrożenie dla funkcjonowania spółdzielni mieszkaniowych.

Analizie powstawania spółdzielni mieszkaniowych poddano zbiór 4669 spółdzielni mieszkaniowych zarejestrowanych w systemie REGON (sekcja L, 6832Z) i aktywnych na dzień badania (20 kwietnia 2017 r.), z uwzględnieniem deklarowanej liczby pracowników oraz w układzie województw. Najwięcej spółdzielni założono w latach osiemdziesiątych oraz dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku, łącznie 74% aktywnych obecnie spółdzielni mieszkaniowych. W latach siedemdziesiątych założono 18,7% działających obecnie spółdzielni, a po 2000 roku, kiedy weszła w życie ustawa o spółdzielniach mieszkaniowych, zaledwie 7,5% obecnie działających spółdzielni. Najwięcej działających spółdzielni mieszkaniowych w Polsce to spółdzielnie małe, zatrudniające do dziewięciu osób, najmniej (29) to spółdzielnie zatrudniające powyżej 250 osób (rys. 1).

Rysunek 1. Struktura zatrudnienia w spółdzielniach mieszkaniowych zakładanych w Polsce po 1945 roku



Źródło: opracowanie własne.

Również z uwagi na okres, w którym zakładano spółdzielnię, można zauważyć, że wśród tych najliczniej zakładanych w latach dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku ponad połowę stanowią spółdzielnie zatrudniające do dziewięciu pracowników, brakuje natomiast spółdzielni bardzo dużych, zatrudniających 250 i więcej osób. Te zatrudniające ponad 250 pracowników powstawały wyłącznie w latach siedemdziesiątych oraz osiemdziesiątych ubiegłego wieku (tab. 1).

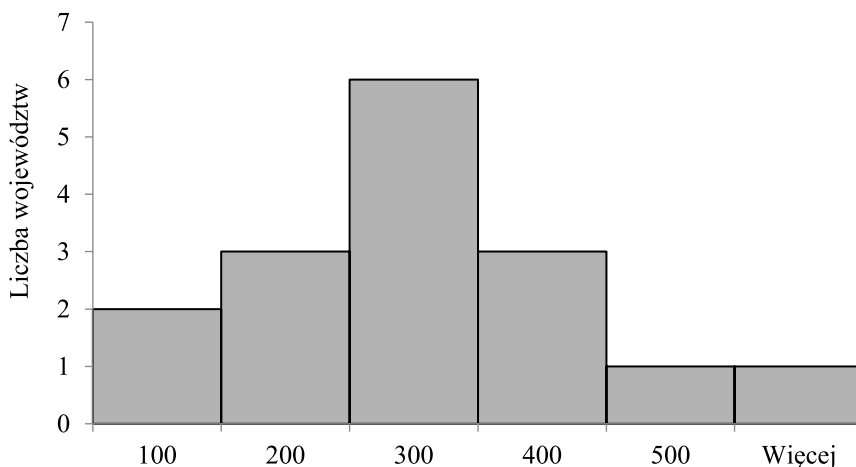
Tabela 1. Struktura analizowanych spółdzielni mieszkaniowych z uwagi na liczbę pracujących (%)

Liczba pracujących	Lata						
	40.	50.	70.	80.	90.	2000–2009	2010–2017
0–9	4,65	0,00	9,21	30,63	51,30	7,17	1,63
10–49	0,00	0,03	38,99	28,76	29,24	2,53	0,36
50–249	0,32	0,96	65,59	11,25	18,97	2,57	0,32
250 i więcej	0,00	0,00	89,66	10,34	0,00	0,00	0,00

Źródło: opracowanie własne.

Analizując strukturę przestrzenną badanych spółdzielni mieszkaniowych zakładanych, począwszy od lat siedemdziesiątych ubiegłego wieku (4662 spółdzielnie), w podziale na województwa, można zauważyć dominację tych, w których jest 300 aktywnych spółdzielni mieszkaniowych (rys. 2).

Rysunek 2. Rozkład liczby aktywnych spółdzielni mieszkaniowych zakładanych w Polsce po 1945 roku

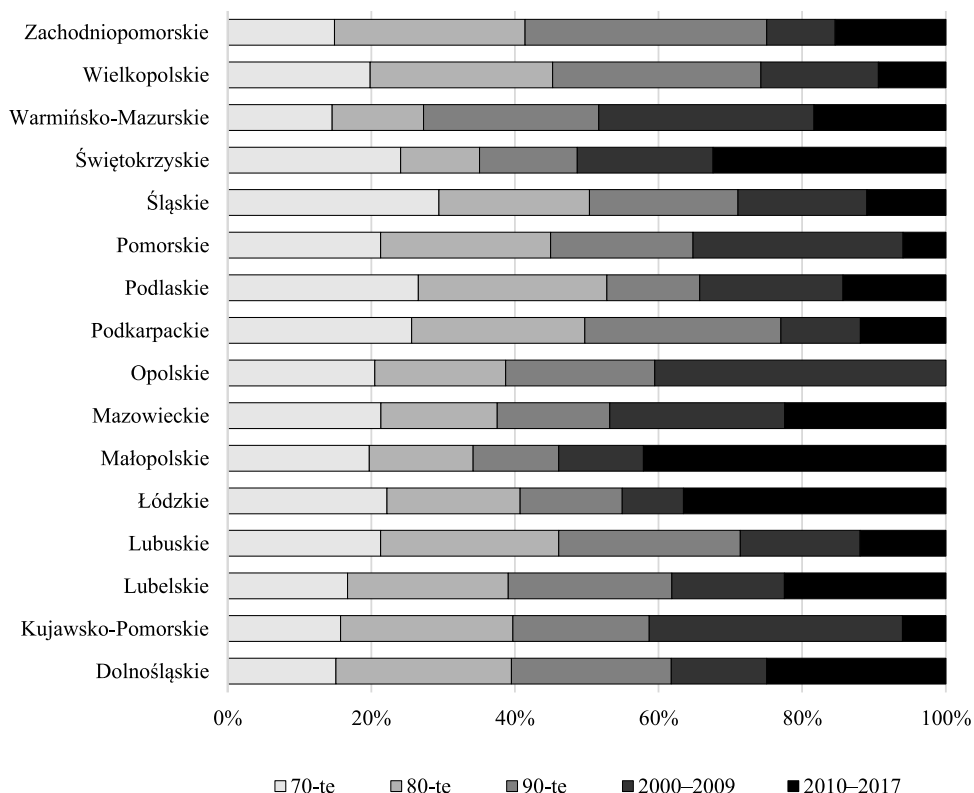


Źródło: opracowanie własne.

Przeciętnie, w województwie na dzień badania aktywnych jest 291 spółdzielni mieszkaniowych, przy czym w połowie województw jest ich 245. Najmniej spółdzielni działa w województwie świętokrzyskim (68), najwięcej w mazowieckim (1118). Wskazuje to na pozornie ogromne zróżnicowanie terytorialne działających spółdzielni, jednak po odrzuceniu skrajnego województwa mazowieckiego oraz świętokrzyskiego badany zakres zawęża się do przedziału 99–423 aktywnych spółdzielni w pozostałych 14 województwach przy średniej 248 i medianie 245 aktywnych spółdzielni mieszkaniowych na dzień badania.

Analiza działających spółdzielni mieszkaniowych według województw i dekady, w której spółdzielnie rozpoczynały działalność, wskazuje, iż najwięcej spółdzielni zakładano w latach 2000–2017 w województwie mazowieckim, co przeczy teorii o niepopularności spółdzielczości mieszkaniowej w tym województwie po wejściu w życie ustawy o spółdzielniach mieszkaniowych. Najmniej spółdzielni, po roku 1990, zakładano w województwach: lubuskim, podkarpackim, podlaskim, świętokrzyskim i opolskim (rys. 3).

Rysunek 3. Struktura przestrzenna spółdzielni mieszkaniowych zakładanych w Polsce po 1945 roku



Źródło: opracowanie własne.

Zauważoną prawidłowość potwierdza grupowanie województw metodą Warda (wiązanie pojedyncze, odległość euklidesowa) z uwagi na liczbę zakładanych i dalej aktywnych spółdzielni mieszkaniowych w poszczególnych okresach po II wojnie światowej. Odstającym województwem jest mazowieckie, drugą grupę stanowią wspomniane wcześniej województwa: lubuskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie oraz opolskie. W grupie trzeciej można wyróżnić województwa: małopolskie i łódzkie, w których można zaobserwować zwiększoną aktywność w latach 2010–2017, oraz województwa: warmińsko-mazurskie, śląskie, pomorskie, kujawsko-pomorskie, zachodniopomorskie, wielkopolskie, lubelskie i dolnośląskie. Zauważalna jest przewaga województw na ziemiach odzyskanych po ostatniej wojnie.

Dodatkowo należy wspomnieć, że omawiane uwarunkowania prawne dotyczące spółdzielczości mieszkaniowej, ustanowione po II wojnie światowej, spowodowały, iż w latach 1945–1969 powstało tylko siedem nowych spółdzielni mieszkaniowych, które przetrwały do końca badanego okresu.

Podsumowanie

Skuteczna współpraca jednostek dla osiągnięcia wspólnego celu wymaga powstania formalnej grupy (Szczepański, 1963). Grupę charakteryzuje: większa niż dwie liczba osób, system uregulowanych stosunków nazywany organizacją wewnętrzną, posiadanie własnych wartości oraz zasada odrębności. Pod tym względem mieszkaniowy ruch spółdzielczy od początku powstania dążył do podkreślenia swojej specyfiki i odrębności w stosunku do innych form zaspokajania potrzeb mieszkaniowych. Jednak lata powojennej ingerencji państwa w ruch spółdzielczy ograniczające swobodę spółdzielni mieszkaniowych skutecznie zniechęcił do powstawania nowych spółdzielni po 1990 roku. Wśród obecnie działających spółdzielni mieszkaniowych po 1990 roku najwięcej powstawało z jednej strony w województwach słabszych ekonomicznie i o niskim potencjale mieszkaniowym (Forys, 2013), jak warmińsko-mazurskie czy świętokrzyskie, z drugiej zaś w tych najbardziej aktywnych na rynku mieszkaniowym, jak mazowieckie czy małopolskie. W pierwszej grupie województw spółdzielnie mieszkaniowe były często jedynymi obok indywidualnych inwestorami na lokalnych rynkach (duże spółdzielnie mieszkaniowe), w drugiej grupie województw popyt na mieszkania był tak duży, że każdy uczestnik rynku posiadający potencjał inwestycyjny realizował budownictwo mieszkaniowe. Po 2000 roku drastycznie spadła liczba nowo zakładanych spółdzielni mieszkaniowych, co było efektem rozpoczęcia procesu wyodrębniania lokali spółdzielczych i przekształcania ich w odrębną własność.

Niezależnie od lokalnych aktywności spółdzielni niezaspokajane w latach gospodarki nierynkowej poczucie własności skutkuje stałą tendencją odchodzenia od kooperacji w zakresie zaspokajania potrzeb mieszkaniowych. Własność ze względu na jej wymiar psychologiczny wypełnia ludzką świadomość (Kozerska, Sadowski, Szymański, 2008), a to oznacza, że jest motorem pobudzającym do działania. Chęć posiadania własnego mieszkania jest bodźcem do podejmowania starań w tym kierunku. Akt własności skłania dodatkowo jednostkę do dbałości o mieszkanie, czego nie były w stanie zapewnić w Polsce żadne regulacje prawne przed 1989 rokiem.

Gospodarka mieszkaniowa państwa obejmuje coraz mniejszy obszar oddziaływania, natomiast polityka mieszkaniowa sprowadza się do konstrukcji aktów prawnych pobudzających mechanizmy rynkowe, przede wszystkim z wykorzystaniem narzędzi fiskalnych (Harloe, 1995). Stan taki jest charakterystyczny dla rozwijających się rynków mieszkaniowych w pierwszej fazie rozwoju. Oznacza to, że również spółdzielczość mieszkaniowa nie stanowi obecnie priorytetu państwa w aktywności na rynku mieszkaniowym, nie ma szczególnego wsparcia (Foryś, 2011), co przy niekorzystnych dla tego ruchu doświadczeniach ostatnich dziesięcioleci nie skłania podmiotów do zakładania nowych spółdzielni mieszkaniowych. W kolejnym kroku badanie będzie kontynuowane pod kątem czasu trwania (przeżycia) spółdzielni mieszkaniowych, z wykorzystaniem modeli aktuarialnych.

Literatura

- Andrzejewski, A. (1977). *Sytuacja mieszkaniowa w Polsce w latach 1919–1974*. Warszawa: PWE.
- Brodziński, M.G., Jankowski, J. (2004). *Mieszkalnictwo w gospodarce rynkowej, ze szczególnym uwzględnieniem spółdzielczości mieszkaniowej*. Warszawa: Krajowa Rada Spółdzielcza.
- Foryś, I. (2011). *Spółeczno-gospodarcze determinanty rozwoju rynku mieszkaniowego w Polsce. Ujęcie ilościowe*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- Foryś, I., Nowak, M., (2012). *Spółdzielnia czy wspólnota? Zarządzanie zasobami mieszkaniowymi*. Warszawa: Poltext.
- Foryś, I. (2013). Przestrzenne zróżnicowanie dynamiki wybranych wskaźników budownictwa mieszkaniowego w Polsce w latach 2003–2013. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 826, *Studia i Prace WNEiZ*, 37, 75–88.
- Goryński, J. (1971). *Polityka budowlana w Polsce Ludowej*. Warszawa: PWE.
- Goryński, J. (1975). *Mieszkanie wczoraj, dziś i jutro*. Warszawa: Wiedza Powszechna.
- Harloe, M. (1995). *The People's Home: Social Rented Housing in Europe and America*. Oxford: Blackwell.
- Kozerska E., Sadowski, P., Szymański, A. (red.) (2008). *Problemy własności w ujęciu historyczno-prawnym*. Opole: Wyd. UO.
- Kulesza, H. (1990). *System zaspokajania potrzeb mieszkaniowych w Polsce*. Warszawa: Wyd. IGPIK.
- Skotarczak, T. (red.) (2008). *Zmiany zachodzące w spółdzielczości mieszkaniowej w Polsce*. Szczecin: PrintGroup.
- Szczepański, J. (1963). *Elementarne pojęcia socjologii*. Warszawa: PWN.
- Ustawa z 15.12.2000 r. o spółdzielniach mieszkaniowych. Dz.U. 2001, nr 4, poz. 27.

HOUSING COOPERATIVES IN POLAND AFTER THE ECONOMIC TRANSFORMATION

Abstract

Changes in the activeness of housing cooperatives in Poland, especially after 1990, in which political changes and a significant transformation in pursuing the ownership of housing took place, were analyzed in the article. Following the entrance to the market economy, the national and communal housing stock was privatized to a great extent. An apartment for many became the subject of trading, and also a form of investment. This resulted in a step away from housing cooperatives which was manifested in increasingly lower dynamics of establishing new cooperatives in relation to the post-war years. The dynamics of establishing new housing cooperatives in Poland after World War II, which are still active as of April 20, 2017, was analyzed in the study. It has been shown that the most enduring are cooperatives formed in the 90s of the last century which operated under laws restoring the freedom to invest for the housing cooperatives. REGON system data were used to the analysis of the examined phenomenon. The cooperatives were analyzed in view of the number of persons employed, showing that there are most of those employing up to 9 persons, which most often is also a consequence of the size of the housing stock of a given cooperative.

Translated by Iwona Forys

Keywords: apartment, cooperative, property

JEL Codes: K25, R2, R38



Sebastian Kokot*

Uniwersytet Szczeciński

PRAKTYCZNE PROBLEMY WYKORZYSTANIA ŚREDNICH ARYTMETYCZNYCH I MEDIAN CEN JEDNOSTKOWYCH NIERUCHOMOŚCI JAKO PODSTAWY WYZNACZANIA INDEKSÓW CEN NA RYNKU NIERUCHOMOŚCI

Streszczenie

Jedną z najprostszych metod wyznaczania indeksów cen nieruchomości jest metoda bazująca na badaniu dynamiki średnich jednostkowych cen wyznaczanych dla określonych okresów na danym tak zwanym rynku lokalnym. W roli średniej zwykle stosowane są: średnia arytmetyczna lub mediana. Metoda ta, podobnie jak inne metody wyznaczania indeksów cen na rynku nieruchomości, ma zalety i wady. W artykule na podstawie badań empirycznych podjęto próbę odpowiedzi na pytanie: Czy i w jakim zakresie średnia arytmetyczna i mediana mogą stanowić podstawę konstruowania indeksów cen na rynku nieruchomości?

Słowa kluczowe: rynek nieruchomości, indeksy, ceny nieruchomości

Wprowadzenie

Obserwowanie zmian cen na rynku nieruchomości nie jest zadaniem prostym. Wynika to przede wszystkim ze specyfiki tak rynku nieruchomości, jak i samych nieruchomości jako przedmiotów obrotu na tym rynku (m.in. Hozer, 2006). Specyfika ta powoduje, że konstruowanie indeksów cen nieruchomości przy użyciu metod stosowanych do wyznaczania indeksów cen innych dóbr jest niemożliwe

* Adres e-mail: sebastian.kokot@wneiz.pl

(Wood, 2005), gdyż sama obserwacja cen jest dokonywana w sposób niestandardowy (Kokot, 2015b). Na rynku nieruchomości poszczególne transakcje dotyczą różnych nieruchomości, czyli zróżnicowanych przedmiotów. Każda nieruchomość jest inna, gdyż charakteryzuje się innymi tak zwanymi cechami. Cechy te można najogólniej podzielić na rynkowe i specyficzne. Cechy rynkowe to takie, co do których można chociaż w przybliżeniu określić ich wpływ na wartość nieruchomości, a przez to na przewidywany poziom możliwej do uzyskania na rynku ceny. Inaczej mówiąc, to cechy powszechnie postrzegane przez uczestników rynku jako ważne, na które należy zwracać uwagę, podejmując decyzję o zakupie danej nieruchomości. Na przykład w segmencie mieszkań mogą to być: lokalizacja, otoczenie (najbliższe sąsiedztwo), stan techniczny i rodzaj budynku, powierzchnia mieszkania, układ funkcjonalny mieszkania, położenie mieszkania w budynku (które piętro, ekspozycja południowa czy północna), standard wykończenia itp. Natomiast cechy specyficzne to cechy nieruchomości, w przypadku których jest bardzo trudno określić ich wpływ na wartość nieruchomości, lecz które jednak w konkretnych przypadkach mogą mieć wpływ na cenę. Cechy specyficzne mogą być różnie postrzegane przez różnych potencjalnych nabywców. W przypadku lokalu mieszkalnego mogą to być na przykład: czy mieszkanie jest wyposażone w kabinę prysznicową czy wannę, kolor kafelków, styl wnętrza, wyposażenie lokalu lub budynku w urządzenia istotne dla konkretnego nabywcy (zsyp na śmieci, winda), położenie w miejscu atrakcyjnym dla konkretnego nabywcy (np. blisko miejsca pracy, blisko rodziców lub przystanku konkretnej linii tramwajowej). Wskutek splotu tych wszystkich cech nieruchomości oraz innych, niezidentyfikowanych pobudek poszczególnych nabywców, mamy do czynienia z występującymi na rynku relatywnie mocno zróżnicowanymi przedmiotami obrotu i odnoszącymi się do nich też zróżnicowanymi cenami transakcyjnymi. Z tego powodu problem niejednorodności przedmiotów obrotu w różnych okresach przy konstruowaniu indeksów cen nieruchomości jest problemem o charakterze kłuczowym (Guo, Zheng, Geltner, Liu, 2014). Tymczasem zainteresowanie możliwością dostępu do informacji o tym, czy nieruchomości drożeją czy tanieją i w jakim tempie, zgłasza wiele instytucji finansowych, a nawet osób prywatnych (Francke, 2010). W naturalny sposób powstaje więc problem, jak wyznaczyć wskaźniki cen nieruchomości, które by w miarę dobrze odzwierciedlały ruchy cenowe na rynku nieruchomości. Problematyka metod badania dynamiki cen na rynku nieruchomości wciąż jest przedmiotem badań naukowców, a dokładne oszacowanie wskaźników cen dla nieruchomości stanowi zasadniczy problem badań rynku nieruchomości (Clapp, Giacotto, 1992).

Podstawowym źródłem danych do obliczania indeksów cen nieruchomości są ceny transakcyjne rejestrowane w różnego rodzaju rejestrach prowadzonych przez instytucje państwowe i komercyjne. Wyróżniamy trzy podstawowe grupy metod wyznaczania indeksów na podstawie tych cen. Pierwsza z nich bazuje na obliczeniu średniej lub mediany z cen zaistniałych w danym okresie na rynku i odniesieniu jej do analogicznej średniej z okresu poprzedniego, bez zwracania uwagi na aspekty związane z jednorodnością próby. W nieco zaawansowanej odmianie tej metody można wyznaczać wskaźniki dla bardziej jednorodnych grup nieruchomości. Podstawową zaletą tej metody jest prostota obliczeń, natomiast wadą – to, że w różnych okresach średnie mogą być obliczane w próbach zróżnicowanych pod względem struktury jakościowej. Drugą grupę metod stanowi wyznaczanie indeksów na podstawie powtórnej sprzedaży tej samej nieruchomości. Oblicza się mianowicie indeksy dla poszczególnych nieruchomości i z nich wyciąga się średnią dla danego rynku. Tutaj z kolei problemem są zmiany, jakie bywają dokonywane na nieruchomości w okresie pomiędzy poszczególnymi transakcjami, które wpływają na uzyskiwane ceny. Trzecia grupa metod to metody hedoniczne polegające na okresowej wycenie nieruchomości przy użyciu określonych modeli (np. funkcji regresji), w których wartość jest funkcją cech rynkowych nieruchomości. Metody takie są wykorzystywane do badania zmian cen na rynkach dóbr heterogenicznych, gdyż umożliwiają uwzględnienie zmian jakości tych dóbr (Widlak, 2010). Stosowanie metod hedonicznych na rynku nieruchomości ma tę zaletę, że dają one możliwość uwzględniania wpływu określonych cech nieruchomości na ich wartości (Lis, 2012). Za podstawową wadę tej metody uznaje się konieczność gromadzenia i stałej aktualizacji wielu informacji i danych niezbędnych do budowy modelu i wyceny nieruchomości (Nicholas, Scherbina, 2013). Ponadto nawet takie indeksy nie są w stanie uwzględnić wszystkich cech nieruchomości wpływających na ich ceny (Hill, 2011). Wymienione metody są stosowane w różnych odmianach, a niekiedy w sposób hybrydowy (Trojanek, 2008).

W niniejszym artykule wyznaczono indeksy cen mieszkań pierwszą z wyżej wymienionych metod na podstawie rzeczywistych jednostkowych cen transakcyjnych. Zasadniczym celem badania jest próba odpowiedzi na pytanie: Czy i w jakim zakresie średnia arytmetyczna i mediana mogą stanowić podstawę konstruowania indeksów cen na rynku nieruchomości? Jest to pytanie o tyle uzasadnione, że wyznaczanie indeksów na podstawie średnich cen jednostkowych jest znacznie prostsze niż przy zastosowaniu metody powtórnej sprzedaży czy metody hedonicznej. Badanie podjęto, mając świadomość, że operowanie dla potrzeb wyznaczania indek-

sów cen nieruchomości cenami transakcyjnymi jest problematyczne z następujących powodów (Kokot, 2015a):

- a) mała liczba danych o transakcjach (mało transakcji na rynku);
- b) zbyt ubogie informacje o nieruchomościach zawarte w aktach notarialnych, niekiedy uniemożliwiające identyfikację podstawowych cech nieruchomości, a przez to trudność stwierdzenia adekwatności ceny jednostkowej do przedmiotu obrotu (np. posługiwanie się różnymi jednostkami określającymi wielkość nieruchomości, jak kubatura, powierzchnia zabudowy, powierzchnia ogólna, powierzchnia użytkowa itp.);
- c) nieprawdziwe informacje o cenach transakcyjnych w aktach notarialnych – z różnych powodów ceny bywają zaniżane lub zawyżane;
- d) błędy i opóźnienia powstające przy wprowadzaniu danych z aktów notarialnych do rejestrów cen i wartości.

Ceny transakcyjne jako podstawa konstrukcji indeksów cechują się więc pewnymi mankamentami. Część z nich ma charakter techniczno-organizacyjny, to jest wynikający ze sposobu organizacji funkcjonowania obrotu nieruchomości. Jednak mankament wymieniony w pkt a) wynika z immmanentnych cech rynku nieruchomości i stanowi podstawową barierę przy konstruowaniu indeksów cen nieruchomości (Bokhari, Geltner, 2010). Zaznaczyć jednak należy, że pozostałe z wymienionych metod wyznaczania indeksów cen nieruchomości także w gruncie rzeczy bazują na cenach transakcyjnych „skażonych” tymi samymi wyżej wskazanymi czynnikami.

1. Metoda badawcza i charakterystyka zbiorów danych statystycznych

W niniejszym artykule wyznaczono indeksy łańcuchowe i jednopodstawowe cen mieszkań w Szczecinie za okres od lipca 2005 roku do października 2014 roku w rozbiciu na następujące grupy mieszkań wyodrębnione ze względu na kryterium powierzchniowe:

- wszystkie powierzchnie,
- do 40 m²,
- od 40 do 60 m²,
- od 60 do 90 m².

Indeksy wyznaczano według formuł:

1. indeksy łańcuchowe:

$$i_t = \frac{X_t}{X_{t-1}} \quad (1)$$

2. indeksy jednopodstawowe:

$$I_t = \frac{X_t}{X_T} \quad (2)$$

gdzie:

X_t – miara średniej ceny jednostkowej w okresie (miesiącu), dla którego wyznaczany jest indeks,

X_{t-1} – miara średniej ceny jednostkowej w okresie (miesiącu) poprzedzającym okres, dla którego wyznaczany jest indeks,

X_T – miara średniej ceny jednostkowej w okresie (miesiącu) bazowym (lipiec 2005 r.).

Jako miary średniej ceny jednostkowej stosowano:

- średnie arytmetyczne,
- mediany.

Ponadto we wstępnej fazie badań dla poszczególnych okresów wyznaczono kwartyle oraz ekstrema. Wyniki prezentowano na wykresach. Badanie dynamiki cen jednostkowych mieszkań uzupełniono o wyznaczenie współczynników korelacji liniowej Pearsona:

- pomiędzy średnimi arytmetycznymi i medianami cen jednostkowych,
- pomiędzy indeksami łańcuchowymi ze średnich i z median,
- pomiędzy indeksami jednopodstawowymi ze średnich i z median.

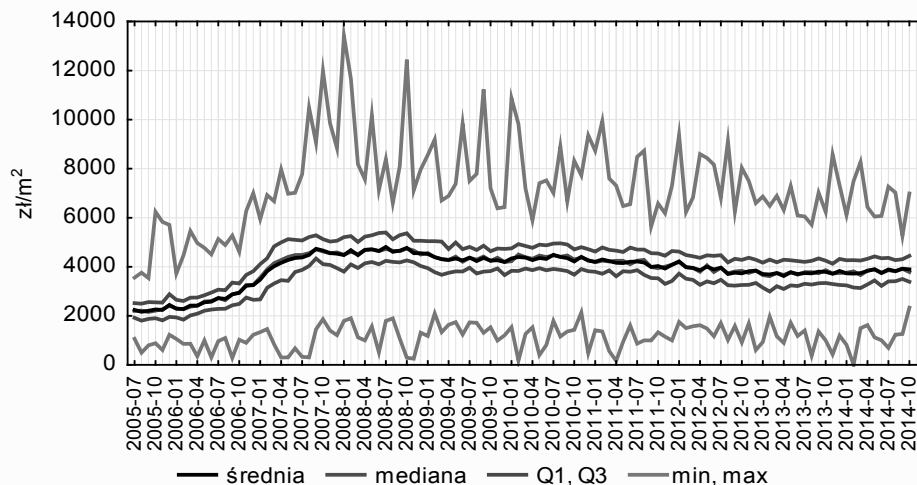
Zbiory danych obejmowały transakcje zarówno lokalami mieszkalnymi jako odrębnymi przedmiotami własności, jak i spółdzielczymi własnościowymi prawami do tych lokali. Średnie arytmetyczne i mediany cen transakcyjnych zostały wyznaczone na podstawie zbioru 19 890 zidentyfikowanych w okresie badawczym transakcji, z czego 5752 dotyczyło mieszkań o powierzchni mniejszej niż 40 m², 8810 – o powierzchni od 40 do 60 m², a 5328 – o powierzchni powyżej 60 m². W zbiorze wszystkich mieszkań na jeden miesiąc przypadało najmniej 79, a najwięcej 272 transakcji, w zbiorze mieszkań o powierzchni mniejszej niż 40 m² – najmniej 20, a najwięcej 84 transakcji, w zbiorze mieszkań o powierzchni od 40 do 60 m² – najmniej 36, a najwięcej 122 transakcji, a w zbiorze mieszkań o powierzchni większej niż 60 m² – najmniej 18, a najwięcej 96 transakcji.

2. Wyniki i dyskusja

Na rysunkach 1–4 przedstawiono kształtowanie się średnich arytmetycznych i median oraz kwartyli i ekstremów jednostkowych cen transakcyjnych mieszkań w poszczególnych miesiącach okresu badawczego, to jest od lipca 2005 roku do października 2014 roku. Na rysunku 1 przedstawiono wyżej wymienione parametry dla wszystkich mieszkań (wszystkie powierzchnie), a na wykresach kolejnych dla poszczególnych podgrup powierzchniowych.

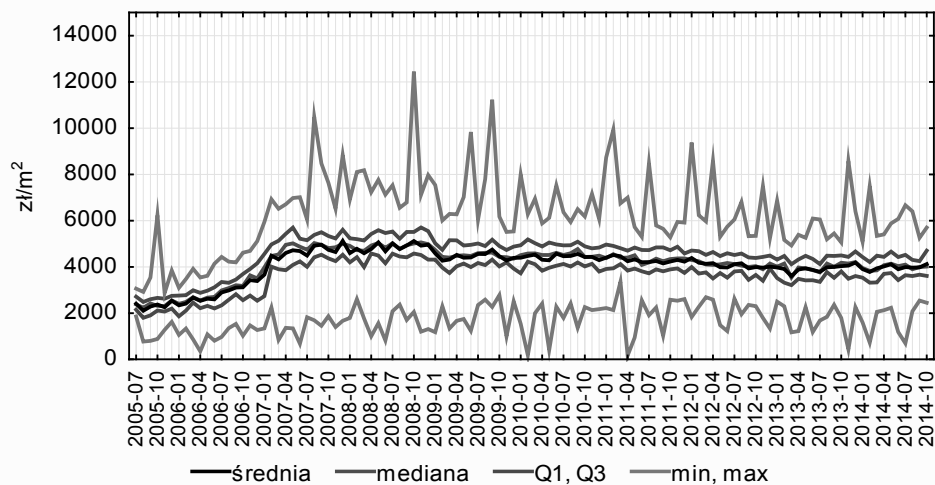
Z analizy rysunków płynie wniosek, że rozkłady cen jednostkowych mieszkań w poszczególnych miesiącach cechuje duże zróżnicowanie przejawiające się bardzo dużymi rozstępami (różnicami między wartościami minimalnymi i maksymalnymi) oraz dużą zmiennością tych rozstępów. Oznacza to, że pośród transakcji mieszkaniowymi na rynku często pojawiają się transakcje o zupełnie nietypowych cenach – bardzo niskich lub bardzo wysokich, które mogą mocno zniekształcać średnie ceny rynkowe wyznaczane jako średnie arytmetyczne lub mediany. Na stopień tego zniekształcenia mają wpływ zarówno poziomy cen odnotowane w tych nietypowych (skrajnych transakcjach), liczba transakcji o nietypowych cenach, relacja pomiędzy liczbą transakcji z niskimi i z wysokimi cenami, jak i liczba transakcji odnotowanych w danym okresie, gdyż na przykład jedna transakcja z zawyżoną ceną będzie miała większy wpływ na poziom średniej ceny w małym zbiorze obserwacji niż w dużym zbiorze. Zaobserwowane najniższe ceny jednostkowe kształtują się na poziomie od 5 do 2336 zł/m², a najwyższe od 3540 do 13 425 zł/m². Największy zaobserwowany rozstęp wyniósł 12 157 zł/m². Trudno ocenić, czy takie ceny zostały rzeczywiście za nieruchomości zapłacone, czy też mamy do czynienia z przekłamaniami lub błędami. Jednoznacznie jednak należy stwierdzić, że takie wyraźnie nietypowe ceny jednostkowe powszechnie pojawiają się w zbiorach danych o transakcjach na rynku nieruchomości. Z rysunków wnioskujemy również, że odrzucenie 50% transakcji (transakcje o cenach jednostkowych poniżej pierwszego i powyżej trzeciego kwartyla) znacząco wpływa na zmniejszenie zmienności badanej cechy (ceny jednostkowej) – największy zaobserwowany rozstęp międzykwartylowy wyniósł 1698 zł/m², a jego średnia wartość – 1010 zł/m². Grupowanie mieszkań stanowiących przedmioty transakcji ze względu na powierzchnię tylko w nieznacznym stopniu zmniejsza zmienność obserwowanych w poszczególnych miesiącach rozkładów.

Rysunek 1. Średnie arytmetyczne, mediany, kwartyle i ekstrema jednostkowych cen transakcyjnych wszystkich mieszkań



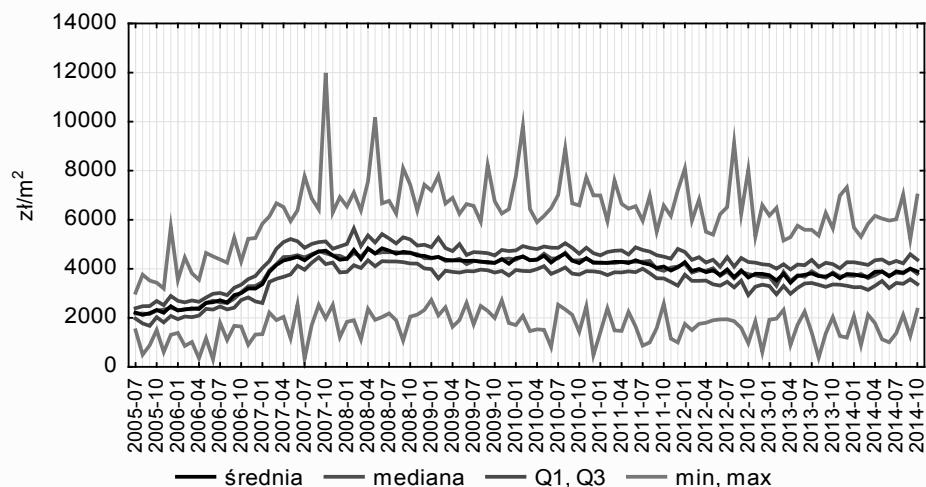
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2. Średnie arytmetyczne, mediany, kwartyle i ekstrema jednostkowych cen transakcyjnych mieszkań o powierzchni do 40 m²



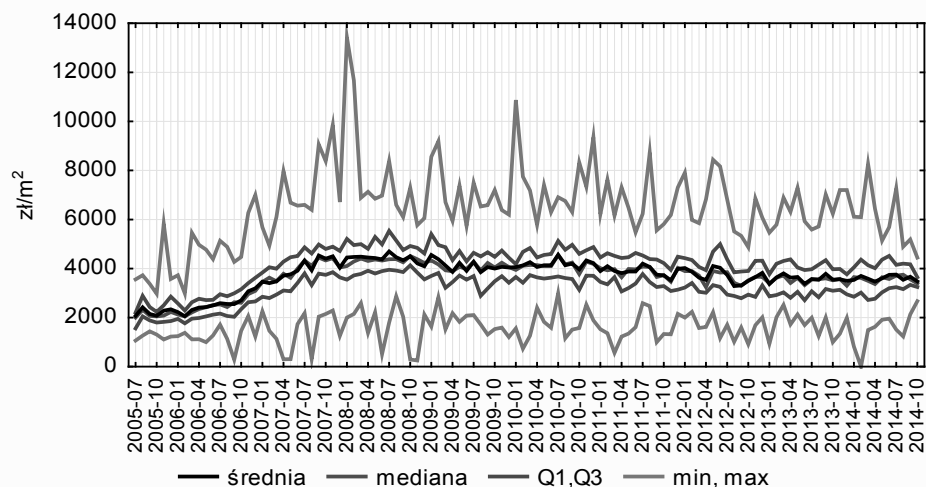
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3. Średnie arytmetyczne, mediany, kwartyle i ekstrema jednostkowych cen transakcyjnych mieszkań o powierzchni od 40 do 60 m²



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 4. Średnie arytmetyczne, mediany, kwartyle i ekstrema jednostkowych cen transakcyjnych mieszkań o powierzchni powyżej 60 m²



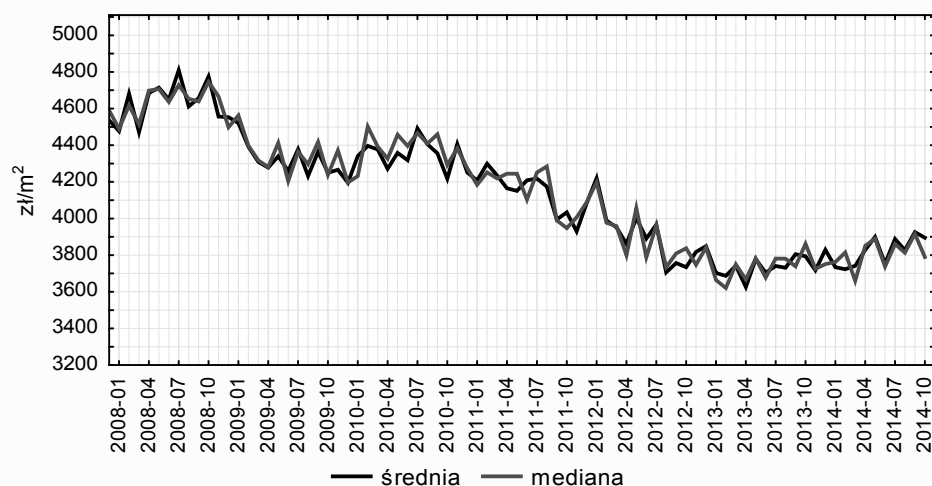
Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na to, że celem podjętych badań jest ocena przydatności średniej arytmetycznej i mediany cen jednostkowych nieruchomości do wyznaczania indeksów cen na rynku nieruchomości, a powyższe rysunki ze względu na zakres skali osi OX uniemożliwiają precyzyjną obserwację przebiegów tych parametrów, na rysunkach 5–8 ponownie zaprezentowano przebieg średnich arytmetycznych i median, skalując rysunki tak, by różnice w ich przebiegach były na nich widoczne, w tym skracając okres obserwacji.

Rysunki 5–8 dają podstawy do twierdzenia, że:

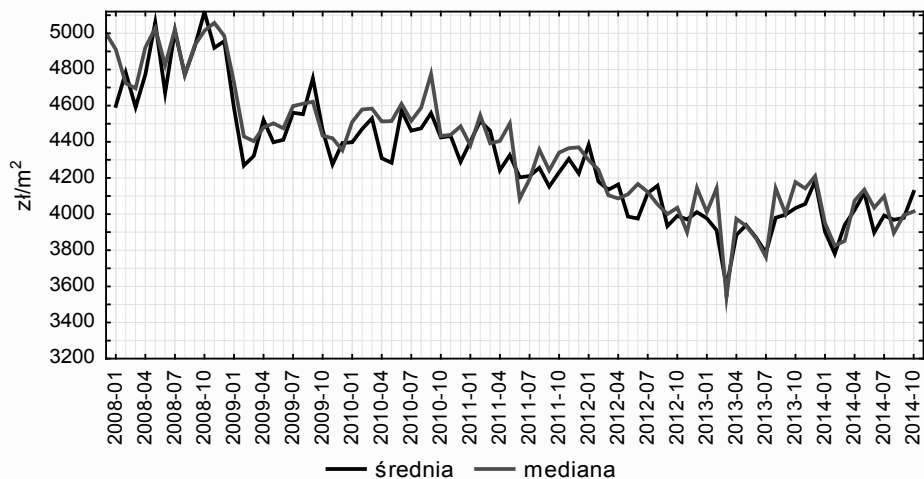
- relatywnie często wartości średniej arytmetycznej i mediany znacząco się różnią;
- wartości średniej arytmetycznej i mediany często ulegają stosunkowo dużym zmianom z okresu na okres.

Rysunek 5. Średnie arytmetyczne i mediany jednostkowych cen transakcyjnych wszystkich mieszkań



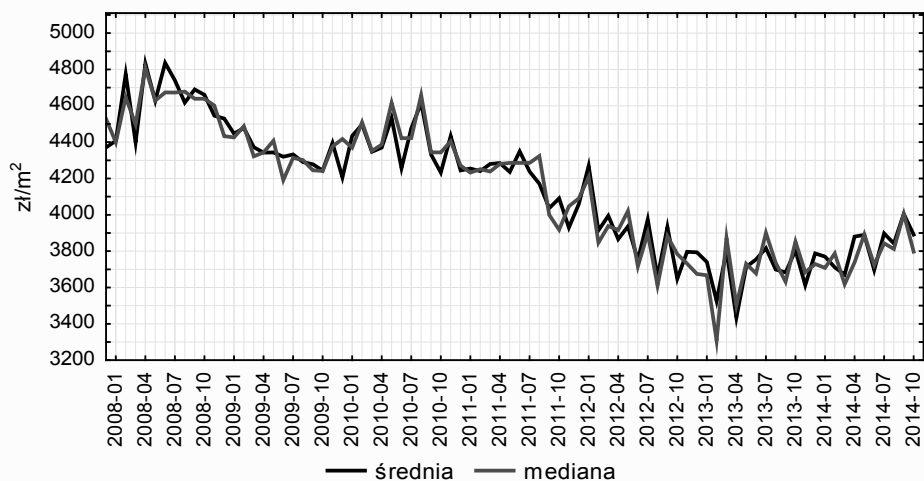
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 6. Średnie arytmetyczne i mediany
jednostkowych cen transakcyjnych mieszkań o powierzchni do 40 m²



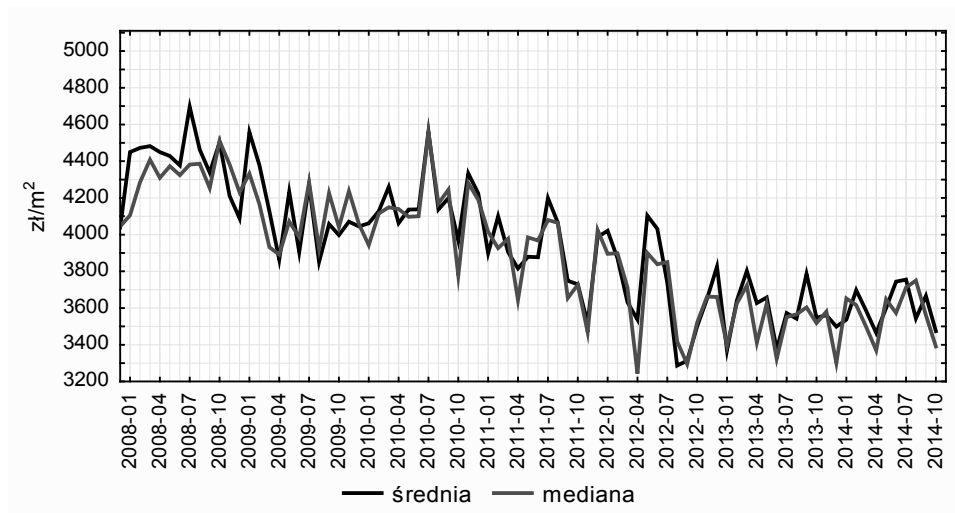
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 7. Średnie arytmetyczne i mediany
jednostkowych cen transakcyjnych mieszkań o powierzchni od 40 do 60 m²



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 8. Średnie arytmetyczne i mediany jednostkowych cen transakcyjnych mieszkań o powierzchni powyżej 60 m²



Źródło: opracowanie własne.

Dowodzą tego także obliczone, przedstawione w tabeli 1 wartości odchyłeń standardowych, odchyłeń standardowych modułów i współczynniki zmienności modułów różnic między średnimi arytmetycznymi a medianami cen jednostkowych.

Tabela 1. Wartości odchyłeń standardowych, odchyłeń standardowych modułów i współczynniki zmienności modułów różnic między średnimi arytmetycznymi a medianami cen jednostkowych

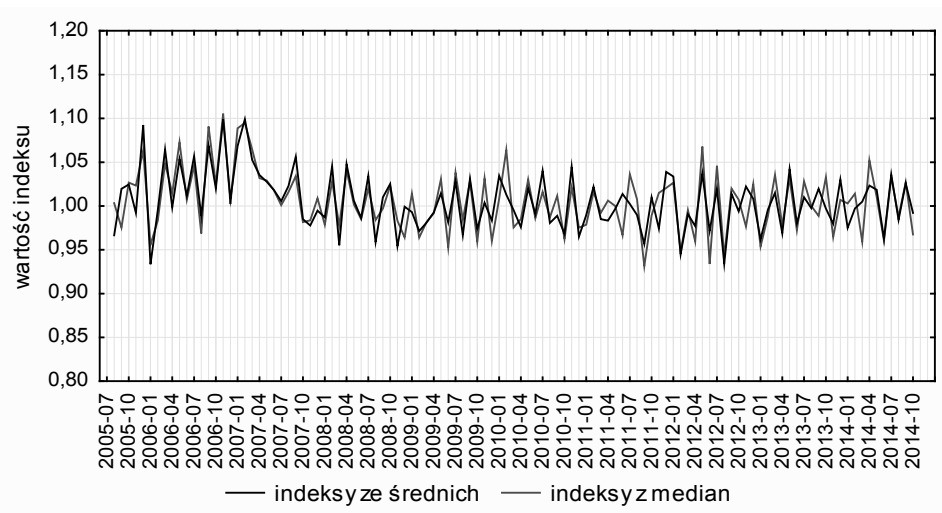
Wyszczególnienie	Odchylenia standardowe różnic między średnimi arytmetycznymi a medianami cen jednostkowych	Odchylenia standardowe modułów różnic między średnimi arytmetycznymi a medianami cen jednostkowych	Współczynniki zmienności modułów różnic między średnimi arytmetycznymi a medianami cen jednostkowych
Wszystkie	57,08	46,26	0,76
Do 40 m ²	100,88	95,39	0,78
Od 40 do 60 m ²	76,98	61,17	0,76
Powyżej 60 m ²	111,56	94,24	0,77

Źródło: opracowanie własne.

Obydwa powyższe wnioski powodują ograniczoną możliwość stosowania tych miar wprost jako podstawy wyznaczania indeksów cen nieruchomości. Nieregularne rozmijanie się wartości średniej arytmetycznej i mediany wyznaczonych na podstawie tych samych zbiorów danych świadczą o nieregularnościach rozkładów danych. Problemem jest to, że rozkłady te nie cechuje pewna określona, lecz stała właściwość, ale zmieniają się one w czasie. Jako przyczyny tego należy wskazać wymienione we wprowadzeniu problemy związane z obserwacją cen na rynku nieruchomości oraz zmienną strukturę jakościową nieruchomości podlegających obrotowi w różnych okresach. Paradoksalnie średnie arytmetyczne i mediany wyznaczone dla pełnych zbiorów transakcji ulegają tym zjawiskom w mniejszym stopniu niż parametry te wyznaczone dla zbiorów transakcji nieruchomościami jednorodnymi powierzchniowo. Maksymalna zaobserwowana różnica między średnią arytmetyczną a medianą dla zbioru wszystkich nieruchomości wyniosła 123 zł/m², dla nieruchomości o powierzchni do 40 m² – 354 zł/m², dla nieruchomości o powierzchni od 40 do 60 m² – 218 zł/m², a dla nieruchomości o powierzchni powyżej 60 m² – 344 zł/m².

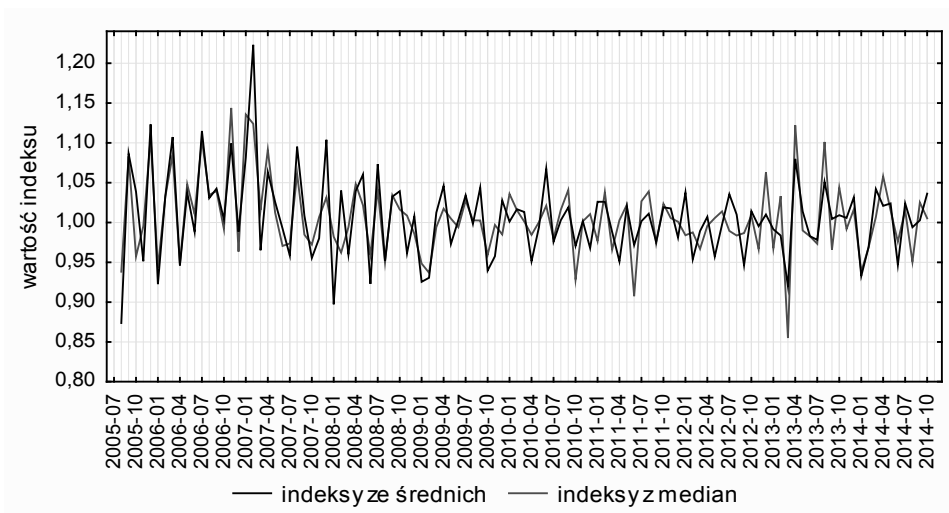
Rynek nieruchomości jest powszechnie postrzegany jako powolny i ociężały, na którym zmiany cen nie następują dynamicznie. W tym kontekście zaobserwowane zmiany średnich arytmetycznych i median cen jednostkowych wydają się zbyt gwałtowne zarówno z punktu widzenia teorii, jak i rzeczywistej, obiektywnie postrzeganej sytuacji na rynku nieruchomości w badanym okresie. Duży wpływ na zaobserwowaną zmienność cen ma liczebność zbiorów transakcji. Zbiory transakcji w poszczególnych kategoriach powierzchniowych są w naturalny sposób mniej liczne niż zbiór wszystkich transakcji, a jednak mimo zakwalifikowania ich do tej samej kategorii ze względu na ważną i obiektywną cechę – powierzchnię – dają mniej gładkie, bardziej poszarpane szeregi czasowe średnich i median. Dlatego wyznaczone wprost na podstawie zidentyfikowanych transakcji średnie nie są – a już na pewno nie zawsze są – dobrym odzwierciedleniem przeciętnych cen aktualnie notowanych na rynku. Poniekąd potwierdzeniem tego są rysunki 9–12 obrazujące indeksy łańcuchowe wyznaczone z miesięcznych średnich arytmetycznych i median cen jednostkowych wszystkich mieszkań i w podgrupach powierzchniowych.

Rysunek 9. Indeksy łańcuchowe wyznaczone z miesięcznych średnich arytmetycznych i median cen wszystkich mieszkań



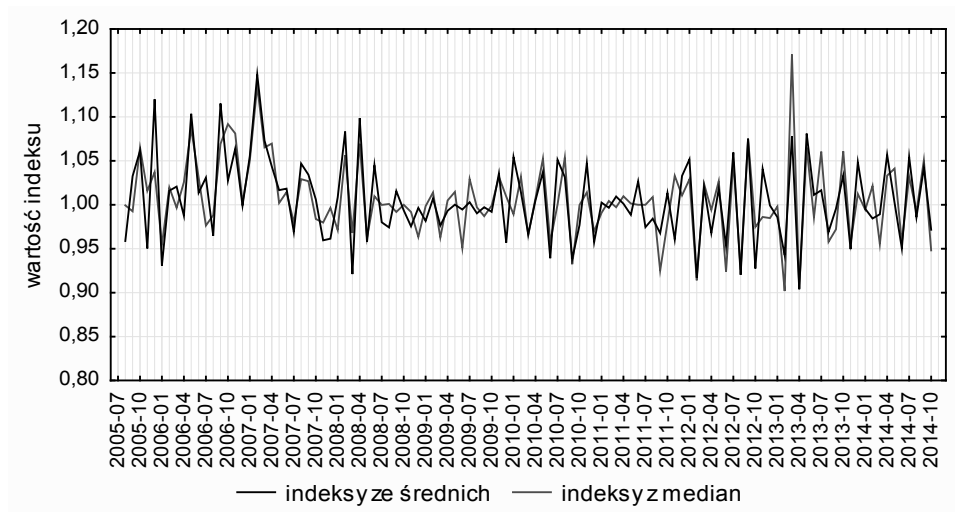
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 10. Indeksy łańcuchowe wyznaczone z miesięcznych średnich arytmetycznych i median cen mieszkań o powierzchni do 40 m²



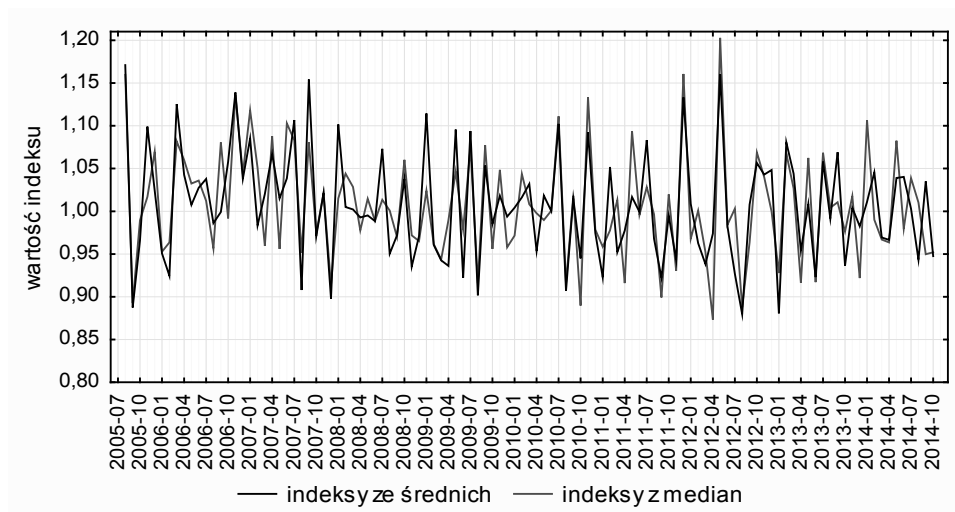
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 11. Indeksy łańcuchowe wyznaczone z miesięcznych średnich arytmetycznych i median cen mieszkań o powierzchni od 40 do 60 m²



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 12. Indeksy łańcuchowe wyznaczone z miesięcznych średnich arytmetycznych i median cen mieszkań o powierzchni powyżej 60 m²

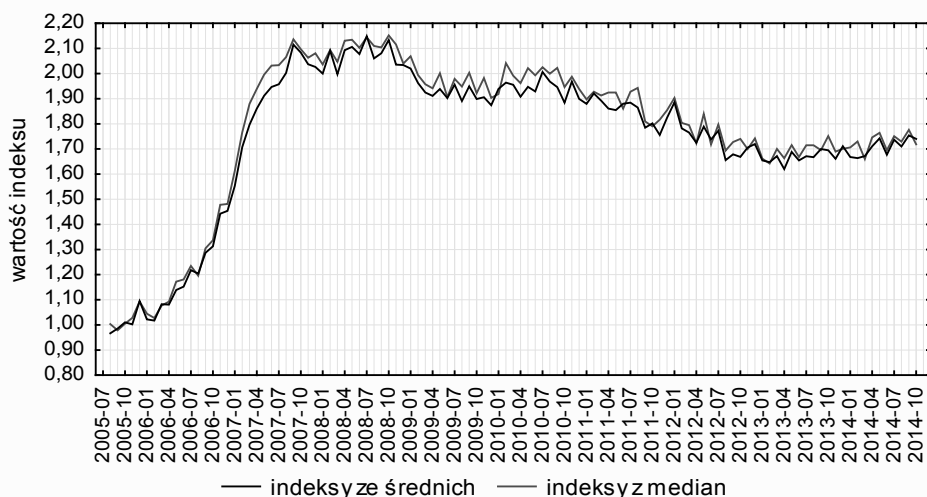


Źródło: opracowanie własne.

Indeksy łańcuchowe średnich arytmetycznych i median cen jednostkowych informują o tym, jaka była zmiana tych parametrów w danym okresie (miesiącu) w porównaniu do okresu (miesiąca) poprzedniego. Z rysunków 9–12 wnioskujemy, że zmiany te często były nadzwyczaj duże i dotyczyły zarówno spadków, jak i wzrostów. W skrajnych przypadkach dochodziły one do 20% (wartość indeksu 1,20). Na rynku nieruchomości tak gwałtowne zmiany cen są rzadko obserwowane, a już na pewno nie miały miejsca w badanym okresie. Duże, występujące naprzemiennie odchylenia wartości indeksów od 1 świadczą o tym, że wyznaczone indeksy mocno przerysowują rzeczywiste zmiany cen. Posługiwanie się nimi, zwłaszcza do wskazywania zmian cen w krótszych okresach, może prowadzić do dużych błędów. Jednak naprzemienność ich wahań daje podstawy do sądów, że w jakiś sposób oscylują one wokół takich wartości, które opisywałyby zmiany cen w sposób właściwy. Indeksy wyznaczone ze średnich arytmetycznych i z median na ogół mają zbliżone wartości, choć zdarzają się przypadki (okresy), w których rozbieżności między nimi należałoby uznać za znaczące.

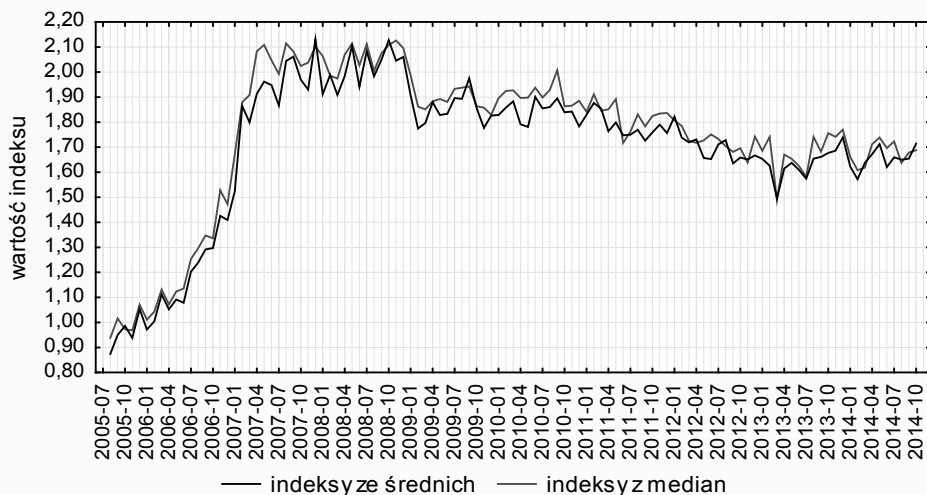
Do nieco innych wniosków prowadzi analiza uzyskanych wyników indeksów jednopodstawowych, które przedstawiono na rysunkach 13–16.

Rysunek 13. Indeksy jednopodstawowe wyznaczone z miesięcznych średnich arytmetycznych i median cen wszystkich mieszkań



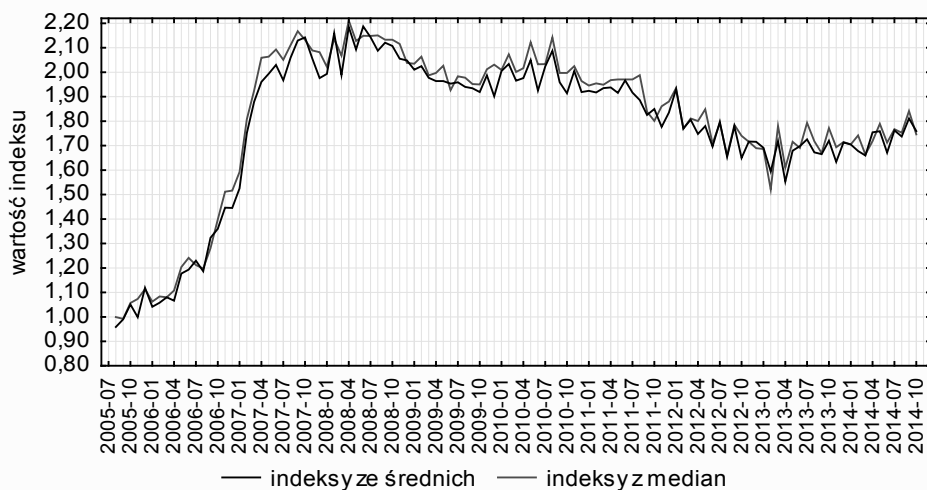
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 14. Indeksy jednopodstawowe wyznaczone z miesięcznych średnich arytmetycznych i median cen mieszkań o powierzchni do 40 m²



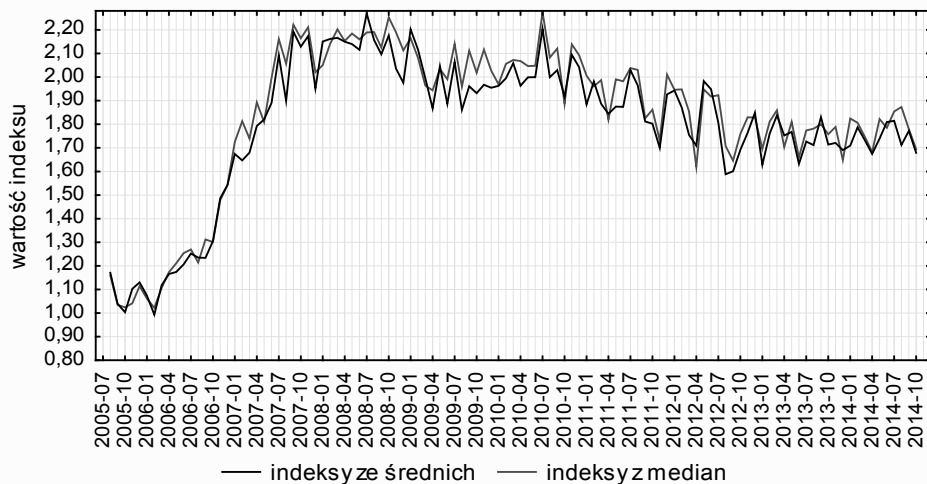
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 15. Indeksy jednopodstawowe wyznaczone z miesięcznych średnich arytmetycznych i median cen mieszkań o powierzchni od 40 do 60 m²



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 16. Indeksy jednopodstawowe wyznaczone z miesięcznych średnich arytmetycznych i median cen mieszkań o powierzchni powyżej 60 m²



Źródło: opracowanie własne.

Zdecydowanie mniejsze „poszarpanie” przebiegów wartości indeksów jednopodstawowych niż łańcuchowych wskazuje na to, że średnie arytmetyczne i mediany cen jednostkowych mogą być stosowane do badania długookresowych zmian cen na rynku nieruchomości. Indeksy wyznaczone na podstawie średnich arytmetycznych i median mają zbliżone przebiegi, a większe różnice między ich wartościami zdarzają się sporadycznie. Jednak należy mieć na uwadze fakt, że indeksy takie nie są miarami precyzyjnymi i obrazują zmiany cen tylko z pewnym przybliżeniem. Za posługiwaniem się nimi przemawia łatwość ich wyznaczania na podstawie dostępnych informacji historycznych. Przedstawione rysunki przebiegów średnich arytmetycznych i median cen jednostkowych oraz wyznaczonych na ich podstawie indeksów jednopodstawowych dowodzą, że te dwa rodzaje średnich w bardzo zbliżony sposób odzwierciedlają przeciętne ceny odnotowane w danym okresie na rynku. Nieco inaczej sprawdzają się one jednak jako podstawy do wyznaczania indeksów łańcuchowych. Potwierdzeniem tego są zestawione w tabeli 2 współczynniki korelacji – bardzo wysokie (na poziomie 0,98–0,99) pomiędzy średnimi arytmetycznymi i medianami cen jednostkowych oraz pomiędzy indeksami jednopodstawowymi ze średnich i z median, a wyraźnie niższe pomiędzy indeksami łańcuchowymi ze średnich i z median (na poziomie 0,75–0,82).

Tabela 2. Współczynniki korelacji Pearsona pomiędzy średnimi arytmetycznymi i medianami cen jednostkowych oraz wyznaczonymi na ich podstawie indeksami łańcuchowymi i jednopodstawowymi

Wyszczególnienie	Pomiędzy średnimi arytmetycznymi i medianami cen jednostkowych	Pomiędzy indeksami łańcuchowymi ze średnich i z median	Pomiędzy indeksami jednopodstawowymi ze średnich i z median
Wszystkie	0,9966	0,8260	0,9964
Do 40 m ²	0,9900	0,7583	0,9895
Od 40 do 60 m ²	0,9938	0,7840	0,9934
Powyżej 60 m ²	0,9853	0,7790	0,9844

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

Przeprowadzone badania na przykładzie danych z rynku mieszkań w Szczecinie prowadzą do następujących wniosków:

1. Średnie arytmetyczne i mediany cen jednostkowych w zbliżony sposób odzwierciedlają kształtowanie się przeciętnej ceny jednostkowej mieszkań na rynku.
2. Średnie arytmetyczne i mediany cen jednostkowych są „skażone” wieloma czynnikami powodującymi, że odzwierciedlają kształtowanie się przeciętnej ceny jednostkowej mieszkań na rynku w sposób niedokładny.
3. Z tego powodu średnie arytmetyczne i mediany cen jednostkowych źle sprawdzają się w roli podstawy do wyznaczania indeksów łańcuchowych cen mieszkań, a więc nie powinny być stosowane do badania krótkookresowych zmian cen na rynku nieruchomości.
4. Średnie arytmetyczne i mediany cen jednostkowych mogą być natomiast stosowane do badania długookresowych zmian cen na rynku nieruchomości, choć zmiany te są przez te średnie odzwierciedlane w sposób przybliżony.

Dalsze badania nad stosowaniem średnich arytmetycznych i/lub median cen jednostkowych mieszkań powinny koncentrować się wokół problemów związanych z odpowiednim wygładzaniem szeregów czasowych tych średnich w taki sposób, by wyznaczone na ich podstawie indeksy cen wiarygodnie odzwierciedlały rzeczywiste, uśrednione zmiany cen na rynku.

Literatura

- Bokhari, S., Geltner, D. (2010). Estimating Real Estate Price Movements for High Frequency Tradable Indexes in a Scarce Data Environment. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 45 (2), 1–22.
- Clapp, J.M., Giaccotto, C. (1992). Estimating Price Indices for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods. *Journal of the American Statistical Association*, 87, 300–306.
- Francke, M.K. (2010). Repeat Sales Index for Thin Markets. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 41 (1), 24–52.
- Guo, X., Zheng, S., Geltner, D., Liu, H. (2014). A New Approach for Constructing Home Price Indices: The Pseudo Repeat Sales Model and Its Application in China. *Journal of Housing Economics*, 25, 20–38.
- Hill, R. (2011). *Hedonic Price Indexes for Housing*. OECD Statistical Working Paper No 36.
- Hozer, J. (red.) (2006). *Wycena nieruchomości*. Szczecin: Katedra Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Szczecińskiego, Instytut Analiz Diagnoz i Prognoz Gospodarczych.
- Hozer, J., Kokot, S., Kuźmiński, W. (2002). *Metody analizy statystycznej rynku w wycenie nieruchomości*. Warszawa: Polska Federacja Stowarzyszeń Rzeczoznawców Majątkowych.
- Kokot, S. (2015a). Parę krytycznych uwag na temat jakości danych o transakcjach nieruchomościami. *Biuletyn Polskiego Stowarzyszenia Rzeczoznawców Wyceny Nieruchomości*, 102, 5–16.
- Kokot, S. (2015b). Przyczynek do badań nad indeksami cen nieruchomości. *Wiadomości Statystyczne*, 4, 1–14.
- Kokot, S., Bas, M. (2013). Evaluation of the Applicability of Statistical Methods in Studies on Price Dynamics on the Real Estate Market. *Real Estate Management and Valuation*, 21 (1), 49–58.
- Lis, P. (2012). *Wahania cykliczne rynków mieszkaniowych. Aspekty teoretyczne i praktyczne*. Toruń: Wyd. Adam Marszałek.
- Nicholas, T., Scherbina, A. (2013). Real Estate Prices During the Roaring Twenties and the Great Depression. *Real Estate Economics*, 41 (2), 278–309.
- Trojanek, R. (2008). *Wahania cen na rynku mieszkaniowym*. Poznań: Wyd. AE w Poznaniu.
- Widlak, M. (2010). Metody wyznaczania hedonicznych indeksów cen jako sposób kontroli zmian jakości dóbr. *Wiadomości Statystyczne*, 9, 1–26.
- Wood, R. (2005). *A Comparison of UK Residential House Price Indices*. BIS Paper no. 21.

**PRACTICAL PROBLEMS OF USING ARITHMETIC AVERAGES AND MEDIANS
OF PROPERTY UNIT PRICES AS A BASIS FOR DETERMINING THE PRICE INDICES
FOR THE REAL ESTATE MARKET**

Abstract

One of the simplest methods of determining the real estate price indices is a method based on the study of the dynamics of the average prices calculated for certain periods on the local market. In the role of the average are usually used the arithmetic averages or median. This method, like the rest of the other methods of determining the price indices for the real estate market has such advantages as well as disadvantages. In this article, based on empirical research, attempts to answer the question of whether and to what extent the arithmetic mean and median can be the basis for constructing price indices for the real estate market?

Translated by Sebastian Kokot

Keywords: real estate market, indices, property prices

JEL Code: R20

STUDIA I MATERIAŁY



Barbara Batóg*

Jacek Batóg**

Uniwersytet Szczeciński

ZASTOSOWANIE ANALIZY KORESPONDENCJI DO IDENTYFIKACJI CZYNNIKÓW KSZTAŁTUJĄCYCH WYDAJNOŚĆ PRACY W POLSKICH I NIEMIECKICH PRZEDSIĘBIORSTWACH

Streszczenie

Celem artykułu jest porównawcza analiza relacji między poziomem wydajności pracy w polskich i niemieckich przedsiębiorstwach a ich wielkością mierzoną przychodami ogółem, rodzajem prowadzonej działalności, zatrudnieniem oraz sytuacją finansową. Weryfikacji została poddana hipoteza badawcza, według której na poziom wydajności pracy obserwowany w polskich i niemieckich przedsiębiorstwach wpływają odmienne czynniki. Do obliczeń wykorzystano analizę korespondencji. Źródłem danych była baza ORBIS.

Słowa kluczowe: wydajność pracy, analiza korespondencji

Wprowadzenie

Istotna rola wydajności pracy w procesie wzrostu gospodarczego i rozwoju przedsiębiorstw nie podlega wątpliwości. Potwierdzają to prowadzone rozważania teoretyczne, jak również bardzo liczne wyniki badań empirycznych. Na poziomie makroekonomicznym czynnik ten decyduje między innymi o poziomie jakości życia, poziomie płac, zakresie ubóstwa oraz poziomie wydatków na edukację, opiekę

* Adres e-mail: barbara.batog@usz.edu.pl

** Adres e-mail: jacek.batog@usz.edu.pl

zdrowotną i ochronę środowiska. Istniejące zróżnicowanie wydajności pracy sprzyja powstawaniu i powiększaniu się nierównomierności rozwoju społeczno-gospodarczego (zob. np. Dall'erba, Kamarianakis, Le Gallo, Plotnikova, 2005), a w konsekwencji powoduje zjawisko dywergencji dochodowej obserwowane przede wszystkim w skali regionalnej (Batóg, Batóg, 2008; Mućk, 2015). Zmiany wydajności pracy mają również bezpośredni wpływ na kształtowanie się wkładu siły roboczej w generowanie wzrostu gospodarczego. Na przestrzeni ostatnich kilkudziesięciu lat obserwowane są znaczące zmiany i zróżnicowanie udziału siły roboczej w wytwarzanym produkcie krajowym brutto w skali międzynarodowej (The Conference „Board Total Economy Database™”; Bassanini, Manfredi, 2012; OECD, 2012; Schmidt, Vosen, 2013; Izyumov, Vahaly, 2014). W Unii Europejskiej wyodrębnić można dwie grupy krajów, z których pierwsza, obejmująca nowe kraje członkowskie z wyjątkiem Słowenii, Czech i Cypru, charakteryzuje się niskim udziałem pracy w wytwarzanym PKB, niskim poziomem wydajności pracy oraz dużą liczbą godzin przepracowanych w skali roku. Kolejną obserwowaną prawidłowością w skali makroekonomicznej w krajach Unii Europejskiej jest wzrost przeciętnej wydajności pracy na jednego zatrudnionego, który występował do momentu wybuchu kryzysu gospodarczego w roku 2007. Wzrost ten charakteryzował się bardzo dużym zróżnicowaniem w przypadku poszczególnych krajów. Jeśli chodzi o Litwę, w latach 1994–2014 przekroczył on 100%, podczas gdy dla Luksemburga wyniósł jedynie nieco ponad 1%¹.

Podstawowymi determinantami wydajności pracy na poziomie przedsiębiorstw są: wdrażane innowacje i transfer technologii, poziom wydatków na badania i rozwój, poziom inwestycji, zaawansowanie procesu zarządzania, poziom kwalifikacji i motywacji pracowników. Ważną rolę odgrywają również indywidualne cechy pracowników (por. Batóg, Gazińska, Mojsiewicz, 2002). Z większości prowadzonych analiz wynika, że decydujący wpływ na wydajność pracy ma wielkość przedsiębiorstwa oraz występowanie stosunkowo silnej stabilności przynależności przedsiębiorstw do charakterystycznej dla nich klasy wydajności pracy (Batóg, Batóg, Mojsiewicz, 2009; Batóg, Batóg, 2012).

Trudności pojawiające się w procesie modelowania wydajności pracy są w dużym stopniu spowodowane silną asymetrią rozkładów tej zmiennej (Batóg i in., 2002; Batóg, Gazińska, Mojsiewicz, 2003) oraz co się z tym wiąże – występowaniem obserwacji odstających (Batóg, Batóg, 2014).

¹ Obliczenia własne na podstawie: The Conference „Board Total Economy Database™”, May 2015.

Podstawowym celem artykułu jest analiza relacji występujących między poziomem wydajności pracy w polskich i niemieckich przedsiębiorstwach a ich wielkością mierzoną przychodami ogółem, rodzajem prowadzonej działalności, zatrudnieniem oraz sytuacją finansową. Uzyskane wyniki zostaną wykorzystane do weryfikacji hipotezy badawczej, według której na poziom wydajności pracy obserwowany w polskich i niemieckich przedsiębiorstwach wpływają odmienne czynniki. Źródłem danych wykorzystanych w obliczeniach jest baza ORBIS, a przeprowadzone obliczenia dotyczą wydajności pracy obserwowanej w próbie 1590 polskich przedsiębiorstw oraz próbie 5171 niemieckich przedsiębiorstw w 2014 roku, wyrażonej w USD na jednego zatrudnionego.

1. Metoda badawcza

Analiza danych została przeprowadzona za pomocą analizy korespondencji. Jest to metoda odpowiednia dla danych jakościowych. Wykorzystuje dane zapisane w postaci tablicy kontyngencji i pozwala je w przejrzysty sposób zaprezentować na dwuwymiarowych wykresach (Andersen, 1994; Greenacre, 2007). Głównym celem analizy korespondencji jest znalezienie strukturalnych relacji pomiędzy zmiennymi i obiektami bez wcześniejszych o nich założeń. Tabela kontyngencji zostaje przekształcona w ten sposób, że każdy wiersz i każda kolumna są przedstawione za pomocą pojedynczych punktów². W literaturze można znaleźć wiele różnych określeń analizy korespondencji, na przykład model kanoniczny wykorzystujący metodę największej wiarygodności (Greenacre, 2000).

W klasycznej analizie korespondencji (por. Panek, 2009; Stanimir, 2005; Ostasiewicz, 1998) wykorzystuje się tablicę kontyngencji N , której elementy n_{ij} reprezentują liczbę obserwacji posiadających kategorię i zmiennej X ($i = 1, 2, \dots, I$) oraz kategorię j zmiennej Y ($j = 1, 2, \dots, J$). Liczebności brzegowe wierszy i kolumn są oznaczane przez $n_{i\bullet}$ i $n_{\bullet j}$ i wyrażają się wzorami (1).

$$n_{i\bullet} = \sum_{j=1}^J n_{ij}, \quad n_{\bullet j} = \sum_{i=1}^I n_{ij} \quad (1)$$

² Więcej o interpretacji geometrycznej można znaleźć w: Greenacre, Hastie (1987).

Następnie wyznacza się macierz częstości względnych $P = [n_{ij} / n]$ zwaną macierzą korespondencji. Częstości brzegowe wierszy $p_{i\bullet}$ oraz kolumn $p_{\bullet j}$ oblicza się ze wzorów (2):

$$p_{i\bullet} = \sum_{j=1}^J p_{ij} = \sum_{j=1}^J \frac{n_{ij}}{n} = \frac{n_{i\bullet}}{n}, \quad p_{\bullet j} = \sum_{i=1}^I p_{ij} = \sum_{i=1}^I \frac{n_{ij}}{n} = \frac{n_{\bullet j}}{n} \quad (2)$$

gdzie: $n = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I n_{ij}$.

Wektory częstości brzegowych wierszy i kolumn można zapisać jako $r = [p_{i\bullet}]$ oraz $c = [p_{\bullet j}]$, a liczebności oczekiwane wyraża się wzorami: $n \cdot p_{i\bullet} \cdot p_{\bullet j}$.

Następnie konstruuje się profile wierszy i kolumn:

$$\begin{bmatrix} \frac{n_{ij}}{n_{i\bullet}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}} \end{bmatrix} = D_r^{-1} P, \quad \begin{bmatrix} \frac{n_{ij}}{n_{\bullet j}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}} \end{bmatrix} = D_c^{-1} P \quad (3)$$

gdzie: D_r oraz D_c to macierze diagonalne odpowiednio z elementami $p_{i\bullet}$ i $p_{\bullet j}$.

Częstości brzegowe wierszy i kolumn w macierzach D_r oraz D_c są nazywane średnimi profilami wierszowymi i kolumnowymi (inaczej centrami). Odległości między profilami wierszowymi (kolumnowymi) wyrażają wzory (ważona odległość euklidesowa):

$$d(i, i') = \sum_{j=1}^J \frac{1}{p_{\bullet j}} \left(\frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}} - \frac{p_{i'j}}{p_{i'\bullet}} \right), \quad d(j, j') = \sum_{i=1}^I \frac{1}{p_{i\bullet}} \left(\frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}} - \frac{p_{ij'}}{p_{\bullet j'}} \right) \quad (4)$$

gdzie jako wagi wykorzystano częstości brzegowe kolumn i wierszy.

Powyższe odległości zwane są również odległościami χ^2 i mogą być wykorzystane do obliczenia inercji – miary zróżnicowania elementów w macierzy danych.

Całkowita inercja pozwala ocenić poziom rozrzutu profili wierszowych (kolumnowych) wokół ich centrów i odzwierciedla różnice między poszczególnymi profilami wierszowymi (kolumnowymi) a profilami średnimi:

$$\lambda_i = \sum_{j=1}^J \chi_{ij}^2 \cdot p_{i\bullet} \quad (\text{dla wierszy}), \quad \lambda_j = \sum_{i=1}^I \chi_{ij}^2 \cdot p_{\bullet j} \quad (\text{dla kolumn}) \quad (5)$$

gdzie:

χ_i^2 – odległość chi-kwadrat między wierszem i oraz odpowiednim centrum,

χ_j^2 – odległość chi-kwadrat między kolumną j oraz odpowiednim centrum.

Inercja dla wierszy, inercja dla kolumn oraz całkowita inercja są sobie równe $\lambda_i = \lambda_j = \lambda$. Wyższe wartości całkowitej inercji świadczą o większym rozrzucie punktów reprezentujących profile wokół środka układu współrzędnych.

Aby analizować jednocześnie wiersze i kolumny, należy przekształcić macierz P w macierz A zwaną macierzą różnic standaryzowanych:

$$A = [a_{ij}] \quad (6)$$

$$\text{gdzie: } a_{ij} = \frac{p_{ij} - p_{i\bullet} \cdot p_{\bullet j}}{\sqrt{p_{i\bullet} \cdot p_{\bullet j}}}.$$

W celu wyznaczenia współrzędnych punktów reprezentujących kategorie zmiennych w wybranym wymiarze, należy przeprowadzić dekompozycję macierzy A (dekompozycję całkowitej inercji):

$$A = D_r^{-1/2} (P - rc^T) D_c^{-1/2} = U \tilde{A} V^T \quad (7)$$

gdzie:

$\tilde{A}$ – macierz diagonalna niezerowych wartości osobliwych ułożonych w porządku nierosnącym,

$U(V)$ – macierz lewych (prawych) wektorów osobliwych.

Wiersze macierzy F i G reprezentują kategorie wierszy i kolumn, podczas gdy ich kolumny reprezentują współrzędne na kolejnych osiach:

$$F = D_r^{-1/2} U \tilde{A}, \quad G = D_c^{-1/2} V \tilde{A}. \quad (8)$$

Przestrzeń, w której przedstawia się zależności między kategoriami dwóch zmiennych, nie może mieć wymiaru większego niż $\min(I-1; J-1)$. W badaniu otrzymane wyniki przedstawiono w przestrzeni dwuwymiarowej³.

³ Przykład zastosowania analizy korespondencji w zarządzaniu dokonaniaми polskich przedsiębiorstw można znaleźć w pracy: Batóg, Batóg (2016).

2. Opis danych

W analizach uwzględnione zostały przedsiębiorstwa z następujących sekcji gospodarczych:

C – przetwórstwo przemysłowe,

F – budownictwo,

G – handel hurtowy i detaliczny, naprawa pojazdów samochodowych, włączając motocykle,

H – transport i gospodarka magazynowa,

I – działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi,

J – informacja i komunikacja,

L – działalność związana z obsługą rynku nieruchomości.

Wszystkie zmienne wykorzystane w badaniu zostały zamienione ze skali przedziałowej lub ilorazowej na skalę porządkową. Kategorie zmiennych zostały zdefiniowane z wykorzystaniem analizy ich rozkładów oraz według podziału kwartylowego.

Kategorie zmiennej *Przychody ogółem* (mln USD):

PRZ1 – do 10, PRZ2 – od 10 do 100, PRZ3 – powyżej 100.

Kategorie zmiennej *Zatrudnienie*:

ZAT1 – do 49 zatrudnionych, ZAT2 – od 50 do 249 zatrudnionych, ZAT3 – powyżej 249 zatrudnionych.

Kategorie zmiennej *Wydajność* (tys. USD na 1 zatrudnionego):

Podział według kwartyli Polska:

WYD1 – do 70, WYD2 – od 70 do 130, WYD3 – od 130 do 270, WYD4 – powyżej 270;

Podział według kwartyli Niemcy:

WYD1 – do 190, WYD2 – od 190 do 300, WYD3 – od 300 do 560, WYD4 – powyżej 560.

Kategorie zmiennej *Płynność bieżąca*:

PB1 – do 1, PB2 – od 1 do 2, PB3 – powyżej 2.

Kategorie zmiennej *Rentowność* (%):

REN1 – poniżej 0, REN2 – od 0 do 5, REN3 – powyżej 5.

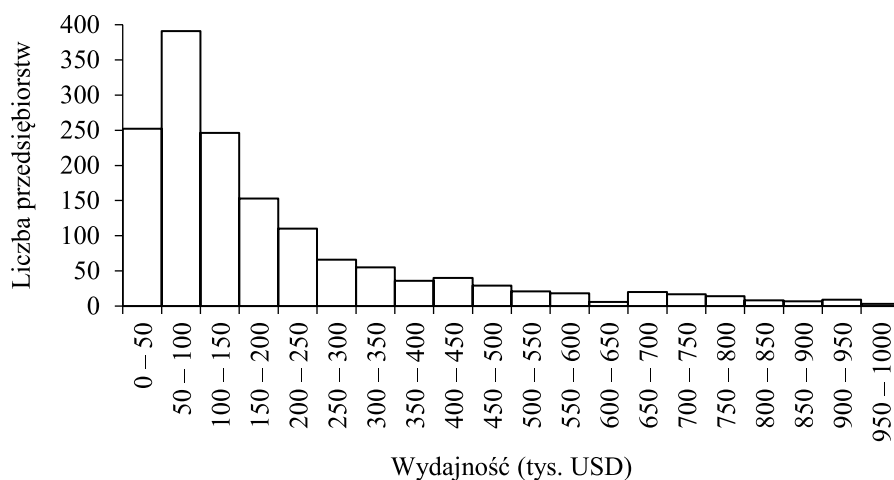
W tabeli 1 zamieszczono podstawowe parametry opisowe dla wydajności w przedsiębiorstwach polskich i niemieckich, a na rysunkach 1 i 2 przedstawiono rozkłady wydajności. Przy obliczeniu parametrów opisowych usunięto po jednej obserwacji skrajnej.

Tabela 1. Parametry opisowe dla wydajności (tys. USD) w 2014 roku

Parametr	Polska	Polska (bez największej)	Niemcy	Niemcy (bez największej)
Liczba obserwacji	1589	1588	5171	5170
Średnia	431,86	336,53	976,79	782,81
Odchylenie standardowe	3925,04	982,17	14 498,20	3951,52
Współczynnik zmienności	9,09	2,91	14,84	5,05
Minimum	0,74	0,74	5,59	5,59
Dolny kwartył	68,99	68,99	190,85	190,85
Mediana	127,64	127,64	302,71	302,68
Górny kwartył	272,68	272,68	563,18	562,74
Maksimum	151 823,10	25655,79	1 003 881,12	152 663,71

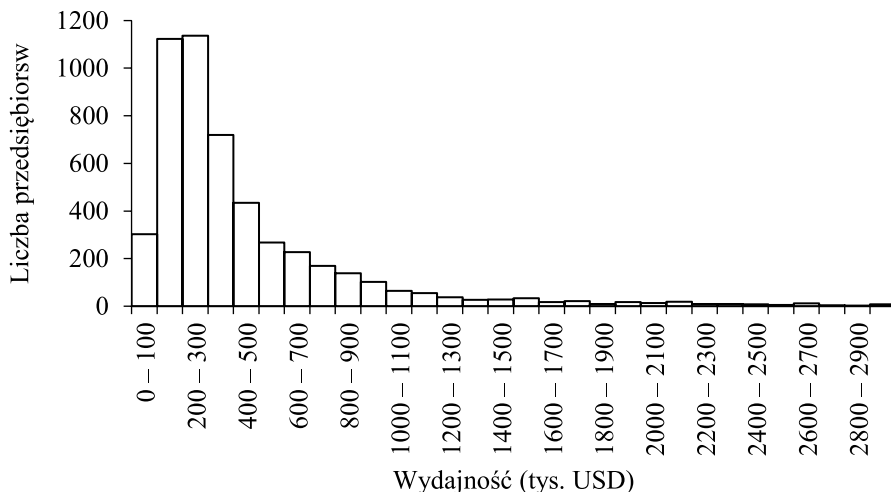
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 1. Rozkład wydajności w polskich przedsiębiorstwach w 2014 roku w tys. USD (powyżej 1 mln USD jest 88 przedsiębiorstw, czyli 5,54%)



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 2. Rozkład wydajności w niemieckich przedsiębiorstwach w 2014 roku w tys. USD (powyżej 3 mln USD jest 147 przedsiębiorstw, czyli 2,84%)



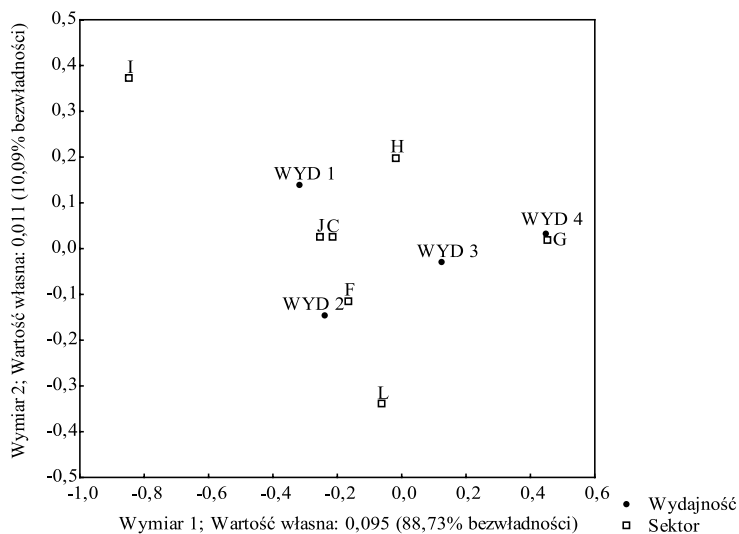
Źródło: obliczenia własne.

Średnia wydajność analizowanych przedsiębiorstw niemieckich wynosi 782,81 tys. USD i jest znacznie wyższa od średniej wydajności polskich przedsiębiorstw, która wynosi 336,53 tys. USD. Podobna sytuacja występuje w przypadku mediany – jest ona ponad dwa razy większa dla niemieckich przedsiębiorstw niż dla polskich. Najwięcej polskich przedsiębiorstw ma wydajność w przedziale od 0 do 150 tys. USD, podczas gdy najwięcej niemieckich przedsiębiorstw ma wydajność w przedziale od 100 do 400 tys. USD. Wspólną cechą obydwu rozkładów jest skrajna prawostronna asymetryczność.

3. Wyniki empiryczne

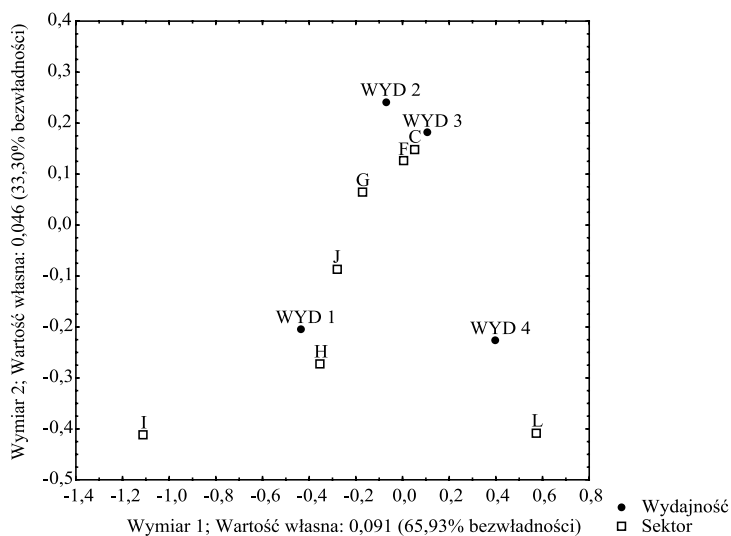
Wyniki uzyskane za pomocą analizy korespondencji w odniesieniu do związków między poziomem wydajności pracy i rodzajem prowadzonej działalności charakteryzujących polskie i niemieckie przedsiębiorstwa zostały zobrazowane odpowiednio na rysunkach 3 i 4. Poszczególne osie reprezentują dwa wymiary, którym odpowiadają największe wartości własne. W nawiasach podano, jaką część całkowitej inercji (bezwładności) wyjaśnia każdy z tych wymiarów.

Rysunek 3. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a rodzajem prowadzonej działalności dla polskich przedsiębiorstw



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 4. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a rodzajem prowadzonej działalności dla niemieckich przedsiębiorstw



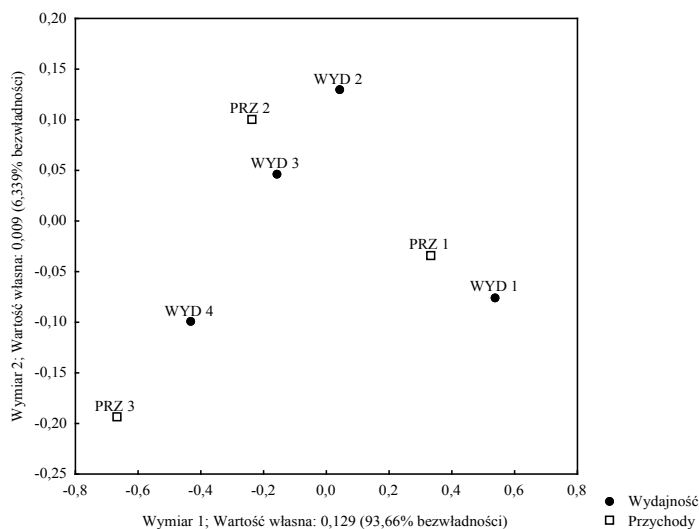
Źródło: obliczenia własne.

W przypadku polskich przedsiębiorstw widoczne jest występowanie największej wydajności pracy wśród firm z sekcji G i F (handel hurtowy i detaliczny, naprawa pojazdów samochodowych, włączając motocykle, budownictwo), a najniższej w podmiotach prowadzących działalność w ramach sekcji C, H i J (przetwórstwo przemysłowe, transport i gospodarka magazynowa, informacja i komunikacja). Niemieckie przedsiębiorstwa charakteryzujące się niską wydajnością pracy również należą do sekcji H i J (transport i gospodarka magazynowa, informacja i komunikacja), natomiast te o najwyższym poziomie wydajności pracy występują w sekcji L (działalność związana z obsługą rynku nieruchomości).

Na kolejnych rysunkach zaprezentowano relacje istniejące w grupie badanych podmiotów między poziomem wydajności pracy i wielkością przedsiębiorstwa mierzoną poziomami przychodów ogółem (rys. 5 i 6) oraz zatrudnienia (rys. 7 i 8).

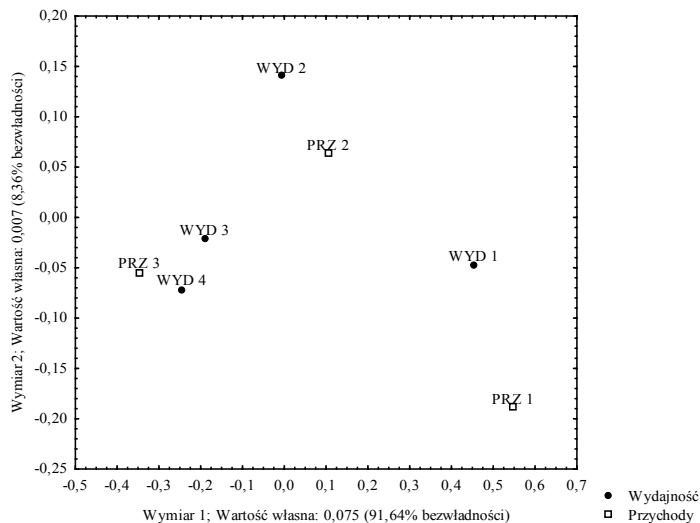
W obu krajach zauważyć można zależność polegającą na współwystępowaniu wysokiego poziomu wydajności pracy i wysokiego poziomu przychodów ogółem. Identyczny wniosek sformułować można dla przedsiębiorstw charakteryzujących się średnim i niskim poziomem wydajności pracy.

Rysunek 5. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a przychodami dla polskich przedsiębiorstw



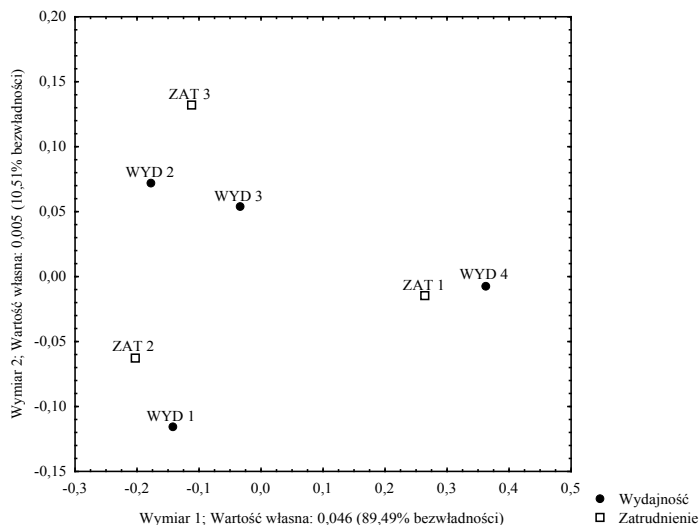
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 6. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a przychodami dla niemieckich przedsiębiorstw



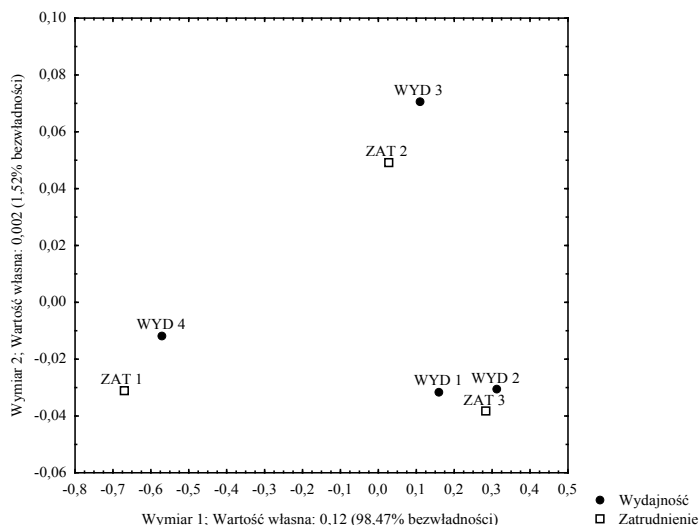
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 7. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a zatrudnieniem dla polskich przedsiębiorstw



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 8. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a zatrudnieniem dla niemieckich przedsiębiorstw

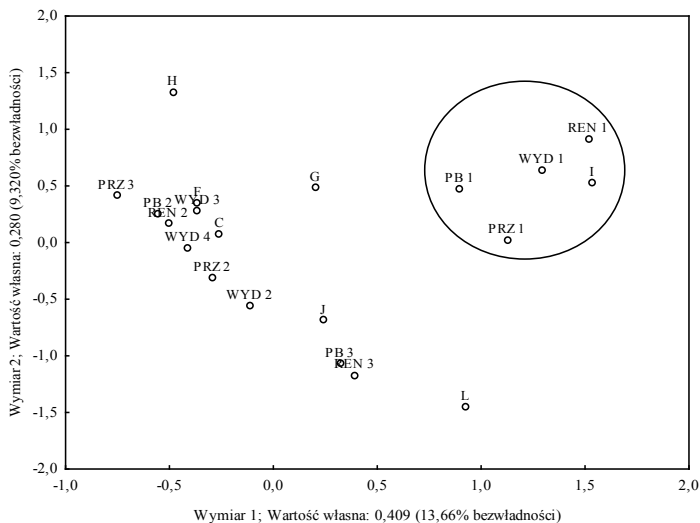


Źródło: obliczenia własne.

Rozpatrując relacje istniejące między analizowaną zmienną a wielkością zatrudnienia, można wyraźnie zauważyć, że najwyższa wydajność pracy charakteryzuje polskie i niemieckie przedsiębiorstwa zatrudniające maksymalnie 49 osób. Wniosek ten jest zdecydowanie odmienny od dotychczasowych wyników badań, które wskazywały, że wydajność pracy w przedsiębiorstwach rośnie wraz ze wzrostem ich wielkości. Jak widać w przypadku badanych prób, zależność ta dotyczy wyłącznie wielkości przedsiębiorstw mierzonej poziomem przychodów.

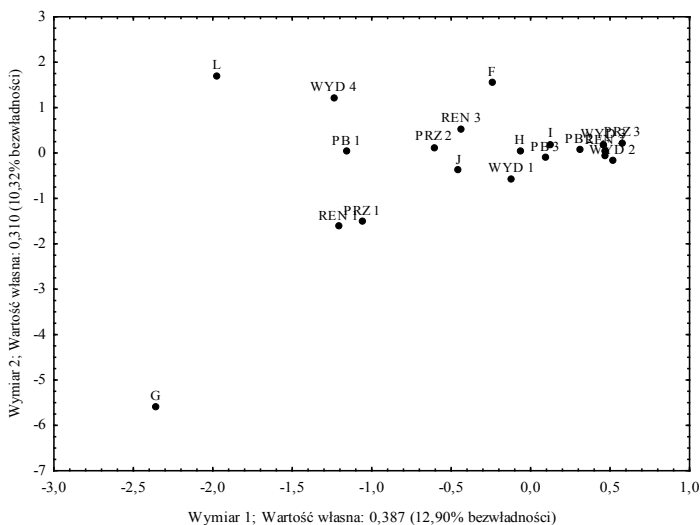
Kolejnym etapem badania było wykorzystanie wieloczynnikowej analizy korespondencji. Pozwoliła ona określić relacje występujące między poziomem wydajności pracy oraz: 1) rodzajem prowadzonej działalności, poziomem przychodów, rentowności i płynności (zob. rys. 9 i 10); 2) rodzajem prowadzonej działalności, poziomem przychodów i zatrudnienia (zob. rys. 11 i 12).

Rysunek 9. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a rodzajem prowadzonej działalności, poziomem przychodów, rentowności i płynności dla polskich przedsiębiorstw



Źródło: obliczenia własne.

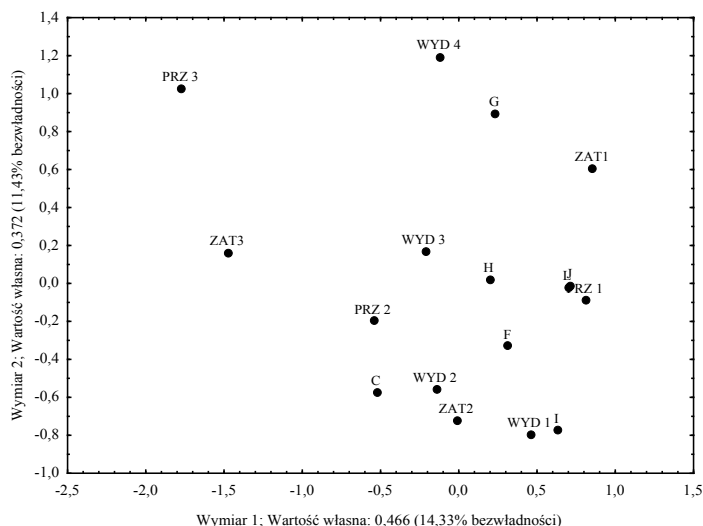
Rysunek 10. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a rodzajem prowadzonej działalności, poziomem przychodów, rentowności i płynności dla niemieckich przedsiębiorstw



Źródło: obliczenia własne.

W pierwszym przypadku w grupie polskich przedsiębiorstw widoczne są dwie zależności. Firmy z sekcji I (działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi) charakteryzują się niskim poziomem wszystkich pięciu zmiennych. Natomiast firmy należące do sekcji C i F (przetwórstwo przemysłowe, budownictwo) odznaczają się najwyższą wydajnością, której towarzyszą wysokie przychody ogółem oraz stosunkowo wysoka rentowność. W przypadku firm niemieckich nie można zaobserwować żadnych czytelnych relacji między poziomem wydajności pracy i pozostałymi zmiennymi.

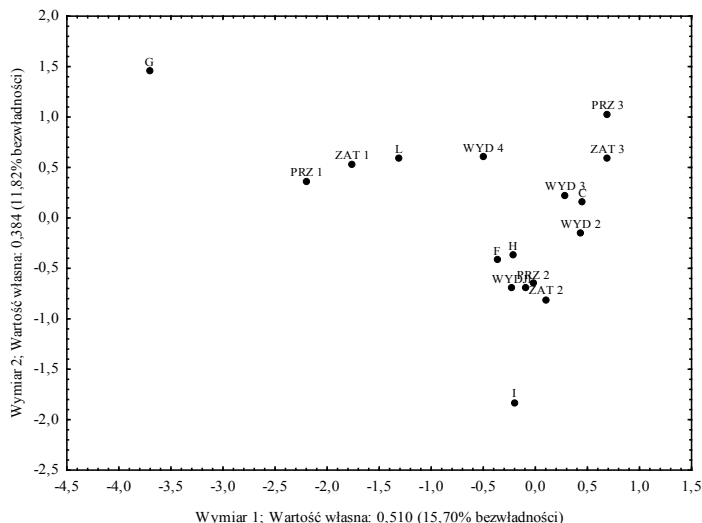
Rysunek 11. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a rodzajem prowadzonej działalności, poziomem przychodów i zatrudnienia dla polskich przedsiębiorstw



Źródło: obliczenia własne.

W drugim przypadku wśród polskich przedsiębiorstw występują relacje polegające na współwystępowaniu wysokiej wydajności pracy i niskiego zatrudnienia dla firm z sekcji G oraz niskiej wydajności pracy dla firm z sekcji I, co potwierdza poprzednio sformułowane wnioski. Pewnym zaskoczeniem w porównaniu do poprzednich wyników jest stosunkowo niska wydajność pracy przypisana firmom z sekcji C. Wysoka wydajność pracy charakteryzuje przedsiębiorstwa niemieckie prowadzące działalność w ramach sekcji L. Dość wysoki poziom tej zmiennej występuje w firmach sekcji C, a niski w odniesieniu do firm z sekcji F, H i J charakteryzujących się przeciętnym poziomem zatrudnienia i przychodów ogółem.

Rysunek 12. Relacja pomiędzy wydajnością pracy a rodzajem prowadzonej działalności, poziomem przychodów i zatrudnienia dla niemieckich przedsiębiorstw



Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

Na podstawie wyników analizy korespondencji można stwierdzić, że w Polsce wysoka i niska wydajność pracy występuje w innych sektorach niż w Niemczech. Jedynym wspólnym tu wynikiem jest niska wydajność pracy w sektorach H i J (transport i gospodarka magazynowa, informacja i komunikacja). Natomiast w obu krajach współwystępuje wysoki poziom wydajności pracy i wysoki poziom przychodów ogółem, czego nie da się powiedzieć o innych kategoriach tych zmiennych. Z kolei najwyższa wydajność pracy charakteryzuje polskie i niemieckie przedsiębiorstwa małe, czyli zatrudniające maksymalnie 49 osób.

W dalszych badaniach można byłoby dokonać oceny zmian (w czasie) zachodzących w zakresie powiązań wydajności pracy z czynnikami charakteryzującymi przedsiębiorstwa oraz analizy powiązań występujących między sektorowym poziomem wydajności pracy i wydajnością pracy obserwowaną w ujęciu regionalnym i na poziomie krajowym.

Literatura

- Andersen, E.B. (1994). *The Statistical Analysis of Categorical Data*. Berlin, Heidelberg, New York, London, Paris, Tokyo, Hong Kong, Barcelona, Budapest: Springer-Verlag.
- Bassanini, A., Manfredi, T. (2012). Capital's Grabbing Hand? A Cross-Country/Cross-Industry Analysis of the Decline of the Labour Share. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 133. Pobrane z: <http://dx.doi.org/10.1787/5k95zqsf4bxt-en> (12.05.2017).
- Batóg, J., Batóg, B. (2008). Analiza regionalnych zmian wydajności pracy w Polsce. *Wiadomości Statystyczne*, 6, 59–69.
- Batóg, J., Batóg, B. (2012). Analiza wydajności pracy największych polskich przedsiębiorstw w latach 2004–2008 na podstawie danych panelowych. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 731, *Studia i Prace WNEiZ*, 26, 21–32.
- Batóg, J., Batóg, B. (2014). Analiza wpływu obserwacji nietypowych na wyniki modelowania regionalnej wydajności pracy. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 811, *Studia i Prace WNEiZ*, 36 (1), 125–138.
- Batóg, B., Batóg, J. (2016). Ocena zależności przyczynowo-skutkowych występujących w systemach pomiaru dokonań. W: A. Niemiec (red.), *System pomiaru dokonań w przedsiębiorstwach* (s. 163–229). Warszawa: CeDeWu.
- Batóg, B., Batóg, J., Mojsiewicz, M. (2009). *Application of Kernel Estimation of Distributions in Classification: Analysis of Changes in Labour Productivity of Polish Firms in 2004–2007*. Referat na 11th Conference of the International Federation of Classification Societies (IFCS 2009) „Classification as a Tool for Research”, Drezno.
- Batóg, J., Gazińska, M., Mojsiewicz, M. (2002). Ekonometryczne normowanie indywidualnej wydajności pracy. *Przegląd Statystyczny*, 49 (1), 79–89.
- Batóg, J., Gazińska, M., Mojsiewicz, M., (2003). Propozycja metody analizy indywidualnej wydajności pracy pracowników naukowych. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, 988. *Taksonomia*, 10, 389–396.
- Dall'erba, S., Kamarianakis, Y., Le Gallo, J., Plotnikova, M. (2005). Regional Productivity Differentials in Three New Member Countries: What Can We Learn from the 1986 Enlargement to the South? *The Review of Regional Studies*, 35 (1), 97–116.
- Greenacre, M. (2000). Correspondence Analysis of Square Asymmetric Matrices. *Applied Statistics*, 49 (3), 297–310.
- Greenacre, M. (2007). *Correspondence Analysis in Practice, Interdisciplinary Statistics*. Boca Raton, London, New York: Chapman & Hall/CRC, imprint of the Taylor & Francis Group, LLC.
- Greenacre, M., Hastie, T. (1987). The Geometric Interpretation of Correspondence Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 82 (398), 437–447.
- Izyumov, A., Vahaly, J. (2014). Recent Trends in Factor Income Shares: A Global Perspective. *Journal of Economic Studies*, 41 (5), 696–707.

- Mućk, J. (2015). *O średniookresowych własnościach dynamicznych udziału wynagrodzenia czynników wytwórczych w PKB*. Rozprawa doktorska, promotor: J. Growiec, SGH w Warszawie.
- OECD (2012). *OECD Employment Outlook 2012*. Chapter 3, *Labour Losing to Capital: What Explains the Declining Labour Share?*, 109–161.
- Ostasiewicz, W. (red.) (1998). *Statystyczne metody analizy danych*. Wrocław: Wyd. AE we Wrocławiu.
- Panek, T. (2009). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*. Warszawa: Wyd. SGH.
- Schmidt, T., Vosen, S. (2013). Demographic Change and the Labour Share of Income. *Journal of Population Economics*, 26 (1), 357–378. DOI: 10.1007/s00148-012-0415-y.
- Stanimir, A. (2005). *Analiza korespondencji jako narzędzie do badania zjawisk ekonomicznych*. Wrocław: Wyd. AE we Wrocławiu.
- „The Conference Board Total Economy Database™”. Pobrane z: www.conference-board.org/data/economydatabase (15.05.2017).

COMPARISON OF FACTORS SHAPING LABOUR PRODUCTIVITY IN POLISH AND GERMAN FIRMS BY MEANS OF CORRESPONDENCE ANALYSIS

Abstract

The aim of the paper is the comparative analysis of relationships between the level of labour productivity in Polish and German firms and their size measured by total revenue, kind of economic sector, employment and financial situation. The verified hypothesis says that factors influencing labour productivity are different in Polish and Germany. In calculations the correspondence analysis was applied. The data come from ORBIS database.

Translated by Barbara Batóg

Keywords: labour productivity, correspondence analysis

JEL Codes: C39, D24



Beata Bieszk-Stolorz*

Uniwersytet Szczeciński

OCENA WPLYWU ZATRUDNIENIA SUBSYDIOWANEGO NA WYJŚCIE Z BEZROBOCIA

Streszczenie

Głównymi celami programów zatrudnienia wdrażanych w Polsce przez urzędy pracy jest aktywizacja zawodowa bezrobotnych i zmniejszenie niedopasowań strukturalnych na rynku pracy. Wśród instrumentów zorientowanych popytowo znajdują się prace interwencyjne, roboty publiczne, prace społecznie użyteczne oraz środki na podjęcie działalności gospodarczej i na wyposażenie stanowiska pracy. Stanowią one tak zwane zatrudnienie subsydiowane. Kosztowna realizacja programów wymusza prowadzenie badań ewaluacyjnych i badań nad efektywnością tych instrumentów. Celem artykułu jest wykorzystanie bezwarunkowych modeli ryzyka zdarzeń konkurujących (*Unconditional Competing Risks* – UCR) do analizy wpływu zatrudnienia subsydiowanego na prawdopodobieństwo i intensywność wychodzenia z bezrobocia. W badaniu wykorzystano dane indywidualne osób zarejestrowanych w Powiatowym Urzędzie Pracy w Szczecinie.

Słowa kluczowe: funkcja skumulowanej częstości, model hazardu, ryzyko konkurujące, zatrudnienie subsydiowane, bezrobocie

Wprowadzenie

Po wejściu do Unii Europejskiej polski rynek pracy uległ dużym przemianom. Nastąpiło znaczne zwiększenie działań związanych z aktywizacją zawodową osób

* Adres e-mail: beatu@wneiz.pl

bezrobotnych. Polska realizuje cele Europejskiej Strategii Zatrudnienia, czyli dąży do pełnego zatrudnienia, polepszenia jakości i produktywności pracy oraz wzmocnienia spójności i integracji społecznej. Ważną rolę odgrywają wdrażane w Polsce aktywne programy zatrudnienia. Ich celem jest aktywizacja zawodowa bezrobotnych, zmniejszenie niedopasowań strukturalnych na rynku pracy, podniesienie produktywności siły roboczej i weryfikacja gotowości do pracy bezrobotnych. W tym celu w polskim ustawodawstwie ustanowiono następujące instrumenty polityki rynku pracy: szkolenia, prace interwencyjne, roboty publiczne, przygotowanie zawodowe w miejscu pracy, staże, środki na utworzenie miejsc pracy i prace społecznie użyteczne. Wdrażanie aktywnych programów zatrudnienia wiąże się z dużymi wydatkami z Funduszu Pracy, stąd podejmuje się badania nad efektywnością tych instrumentów i prowadzi badania ewaluacyjne (Wiśniewski, Zawadzki, 2010).

Celem artykułu jest wykorzystanie modeli ryzyka zdarzeń konkurujących do analizy wpływu zatrudnienia subsydiowanego na prawdopodobieństwo i intensywność wychodzenia z bezrobocia. W badaniu wykorzystano dane indywidualne osób zarejestrowanych w Powiatowym Urzędzie Pracy (PUP) w Szczecinie.

1. Zatrudnienie subsydiowane

Instrumentami najczęściej stosowanymi przez urzędy pracy w Polsce są: pośrednictwo pracy i doradztwo zawodowe, szkolenia, staże, przygotowanie zawodowe w miejscu pracy, dotacje na podjęcie działalności gospodarczej, roboty publiczne oraz prace interwencyjne i społecznie użyteczne. Oddziałują one na dwie strony rynku pracy: podażową i popytową. Szkolenia, staże i przygotowanie zawodowe w miejscu pracy zalicza się do podażowo zorientowanych instrumentów. Instrumenty zorientowane popytowo, czyli tak zwane zatrudnienie subsydiowane, to: prace interwencyjne, roboty publiczne, prace społecznie użyteczne oraz środki na podjęcie działalności gospodarczej przez bezrobotnych i na wyposażenie stanowiska pracy dla skierowanego bezrobotnego. Te dwa ostatnie instrumenty określa się jako środki na utworzenie miejsc pracy. Zatrudnienie subsydiowane przewidziano głównie dla osób bezrobotnych znajdujących się w szczególnej sytuacji na rynku pracy. Mają one umożliwić im wejście na rynek pracy.

W celu oceny skuteczności realizowanych programów wyznacza się współczynniki efektywności zatrudnieniowej i kosztowej. Efektywność zatrudnieniowa jest wskaźnikiem pozwalającym na określenie szans na znalezienie zatrudnienia po

zakończeniu uczestnictwa w programie. Ocenę kosztu doprowadzenia do zatrudnienia osoby bezrobotnej ocenia się za pomocą efektywności kosztowej. W tabeli 1 przedstawiono wartości efektywności zatrudnieniowej i kosztowej zatrudnienia subsydiowanego (bez prac społecznie użytecznych) w 2015 roku. Od 2014 roku nie są podawane wartości efektywności dla prac społecznie użytecznych z powodu wyłączenia ich z katalogu podstawowych form aktywizacji zawodowej. Najwyższą efektywnością zatrudnieniową charakteryzuje się przyznanie środków na rozpoczęcie działalności gospodarczej (92,20%) oraz prace interwencyjne (87,40%), a najniższą – na roboty publiczne (71,70%). Najniższa efektywność kosztowa dotyczy prac interwencyjnych (10 338,02 zł), a najwyższa – doposażenia lub wyposażenia stanowisk pracy (35 437,97 zł). W województwie zachodniopomorskim efektywność zatrudnieniowa wyniosła 75,90% i była prawie równa średniej krajowej (75,89%), co plasowało województwo na siódmym miejscu. W Szczecinie efektywność ta była niższa i równa 64,09%. Jeżeli chodzi o efektywność kosztową, to województwo zachodniopomorskie było na czternastym miejscu (14 209,62 zł). W Szczecinie efektywność ta była równa 12 193,72 zł i była niższa od średniej krajowej (12 996,00 zł) o około 6%.

Tabela 1. Efektywność zatrudnieniowa i kosztowa wybranych form aktywizacji

Wyszczególnienie	Prace interwencyjne	Roboty publiczne	Środki na podjęcie działalności gospodarczej	Doposażenie lub wyposażenie stanowisk pracy	Ogółem
1	2	3	4	5	6
Efektywność zatrudnieniowa (%)					
Polska	87,40	71,70	92,20	78,40	75,89
Dolnośląskie	92,20	65,30	93,70	83,00	78,81
Kujawsko-pomorskie	86,00	76,10	91,30	75,50	72,78
Lubelskie	86,70	86,80	89,80	87,10	80,99
Lubuskie	93,90	73,30	93,80	77,60	76,78
Łódzkie	87,50	71,10	89,40	71,20	79,04
Małopolskie	86,50	58,60	91,90	80,70	73,13
Mazowieckie	88,90	79,30	94,60	87,70	78,25
Opolskie	87,00	74,00	93,80	66,50	79,14
Podkarpackie	88,10	79,10	90,20	73,90	74,30
Podlaskie	86,20	84,50	93,10	72,40	80,70
Pomorskie	93,60	65,80	95,60	77,70	78,86
Śląskie	90,20	66,20	93,00	81,90	73,18
Świętokrzyskie	87,60	72,60	88,90	78,40	67,82
Warmińsko-mazurskie	77,90	50,30	88,70	66,50	69,11
Wielkopolskie	87,80	76,00	93,00	79,80	78,12
Zachodniopomorskie	82,00	73,70	93,00	85,80	75,90

1	2	3	4	5	6
Efektywność kosztowa (zł)					
Polska	10 338,02	12 504,24	20 932,53	35 437,97	12 996,00
Dolnośląskie	9 343,81	13 840,02	20 018,87	27 988,11	12 302,12
Kujawsko-pomorskie	12 545,88	11 884,38	21 959,31	43 320,04	13 486,89
Lubelskie	9 806,58	9 880,70	18 183,95	33 577,43	10 671,37
Lubuskie	8 394,79	10 276,25	18 777,41	26 964,48	10 805,04
Łódzkie	8 793,42	12 788,40	19 930,02	36 913,60	12 857,95
Małopolskie	9 386,68	14 298,19	20 547,73	30 995,52	12 777,12
Mazowieckie	10 777,92	12 004,67	23 121,71	42 171,28	14 307,31
Opolskie	13 307,66	9 233,89	19 398,67	37 867,54	10 709,10
Podkarpackie	10 343,29	12 558,84	21 102,79	34 958,31	13 907,53
Podlaskie	9 712,48	13 043,14	18 145,52	44 907,42	12 295,49
Pomorskie	8 044,71	14 390,44	24 075,06	31 738,40	12 869,57
Śląskie	11 669,95	17 467,91	22 553,88	31 305,36	13 466,45
Świętokrzyskie	8 235,86	9 840,40	20 846,86	29 120,36	13 211,48
Warmińsko-mazurskie	13 787,64	14 873,11	19 962,15	33 945,28	14 349,01
Wielkopolskie	10 845,72	10 807,26	19 788,31	36 654,88	12 778,39
Zachodniopomorskie	11 522,63	13 347,98	21 990,47	45 042,26	14 209,62

Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Efektywność...* (2016).

2. Metodyka badania

W badaniu zastosowano wybrane metody analizy trwania (przeżycia). Jest to zbiór metod badających procesy, w których analizuje się czas, jaki upłynie do wystąpienia pewnego zdarzenia. Obserwacji podlega czas trwania w danym stanie jednostek należących do pewnej kohorty. Czas trwania, jaki upływa od momentu początkowego do zajścia zdarzenia końcowego, jest zmienną losową T . Ponieważ okres obserwacji jest ograniczony, to pewne jednostki należące do badanej kohorty mogą nie doznać zdarzenia końcowego przed jego upływem. Takie obserwacje uznaje się za cenzurowane prawostronnie. Za obserwacje takie uznaje się również sytuację, w których badana jednostka znika z pola widzenia lub występuje inne zdarzenie kończące obserwację, które wyklucza zajście zdarzenia właściwego (Pepe, 1991). Ten ostatni rodzaj zdarzenia nazywa się zdarzeniem konkurującym. Ryzyko konkurujące definiuje się jako zdarzenie, którego wystąpienie wyklucza lub fundamentalnie zmienia prawdopodobieństwo wystąpienia innego zdarzenia (Gooley, Leisenring, Crowley, Storer, 1999). Zakłada się przy tym, że zdarzenia różnego typu występują niezależnie od siebie (Crowder, 1994, 1996, 1997). Badana jednostka jest narażona na różne rodzaje ryzyka w tym samym czasie, ale ewentualne zdarzenie wynika tylko z jednego z tych czynników, który nazywa się „przyczyną niepowodzenia”

(Aly, Kochar, McKeague, 1994). Obok zdarzeń konkurujących bezwarunkowych (*unconditional competing risks*) rozważa się także warunkowe modele ryzyka zdarzeń konkurujących (*conditional competing risks models*). W przypadku pierwszego rodzaju zdarzeń zakłada się ich niezależność. W przypadku tych drugich prawdopodobieństwa przejścia między stanami zależą od zmiennych objaśniających oraz od czasu i typu pobytu we wcześniejszym stanie (Landmesser, 2008). W analizie bezrobocia obserwacji podlegać może czas zarejestrowania w urzędzie pracy, a metody analizy trwania umożliwiają ocenę prawdopodobieństwa i intensywności wyjścia z bezrobocia (Bieszk-Stolorz, 2013; Bieszk-Stolorz, Markowicz, 2012).

U podstaw analizy trwania są dwie funkcje: funkcja trwania (przeżycia) oraz funkcja hazardu (intensywności). Funkcja trwania zdefiniowana jest następująco:

$$S(t) = P(t > T) = 1 - F(t) \quad (1)$$

gdzie:

t – czas trwania zjawiska,

$F(t)$ – dystrybuanta rozkładu zmiennej losowej T .

O funkcji trwania można powiedzieć, że jest dopełnieniem do jedności dystrybuanty. W sytuacji, kiedy nie jest znany rozkład czasu trwania analizowanego procesu, do estymacji funkcji trwania można wykorzystać estymator Kaplana-Meiera (Kaplan, Meier, 1958):

$$\hat{S}(t) = \prod_{j: t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j} \right) \quad (2)$$

gdzie:

d_j – liczba zdarzeń w czasie t_j ,

n_j – liczba jednostek narażonych na ryzyko w czasie t_j .

Funkcja hazardu opisuje intensywność zajścia zdarzenia w momencie t pod warunkiem przetrwania do czasu t i jest zdefiniowana następująco (Kleinbaum, Klein, 2005):

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \quad (3)$$

Natomiast funkcja skumulowanego hazardu jest sumą hazardu do czasu t i dla czasu dyskretnego określona jest wzorem:

$$H(t) = \sum_{j: t_j \leq t} h(t_j) \quad (4)$$

Do oceny prawdopodobieństwa zajścia zdarzenia z powodu k przed czasem t stosuje się funkcję skumulowanej częstości występowania (*Cumulative Incidence Function*) oznaczoną jako $CIF_k(t)$. Funkcja ta jest zdefiniowana następująco (Klein, Moeschberger, 2003, s. 52):

$$CIF_k(t) = P(t \leq T, \delta = k) = \int_0^t S(u) h_k(u) du = \int_0^t S(u) dH_k(u) \text{ dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (5)$$

gdzie:

$H_k(t)$ – funkcja hazardu skumulowanego,

$S(t)$ – funkcja przeżycia,

$d = 0$ dla obserwacji cenzurowanych,

$d = 1, \dots, K$ dla obserwacji kończących się zdarzeniem typu k (jednym z K zdarzeń konkurujących).

CIF_k jest funkcją skumulowanego prawdopodobieństwa wystąpienia zdarzenia typu k przed lub w czasie t (Bryant, Dignam, 2004). Funkcję tę nazywa się często subdystrybuantą. Estymator skumulowanej częstości występowania z powodu zaistnienia przyczyny k ma postać (Marubini, Valsecchi, 1995):

$$\hat{CIF}_k(t) = \sum_{j: t_j \leq t} \hat{S}(t_{j-1}) \frac{d_{kj}}{n_j} \text{ dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (6)$$

gdzie:

t_j – czas j zajścia zdarzenia,

d_{kj} – liczba zdarzeń z powodu zaistnienia przyczyny k w czasie t_j ,

n_j – liczba jednostek narażonych na ryzyko w czasie t_j .

Ponieważ $\sum_{k=1}^K d_{kj} = d_j$, to prawdziwa jest zależność:

$$\sum_{k=1}^K \hat{CIF}_k(t) = 1 - \hat{S}(t) \quad (7)$$

W przypadku różnych rodzajów ryzyka konkurującego ($k \geq 1$) funkcje hazardu opisuje wzór (Klein, Moeschberger, 2003, s. 50):

$$h_k(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t, \delta = k | T \geq t)}{\Delta t} \text{ dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (8)$$

Estymatorem funkcji hazardu $h_k(t)$ dla przyczyny k w momencie t_j jest:

$$\hat{h}_k(t_j) = \frac{d_{kj}}{n_j} \text{ dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (9)$$

gdzie: d_{kj} i n_j mają takie same znaczenie jak we wzorze (6). Model ten nazywa się również modelem hazardu empirycznego.

3. Dane wykorzystane w badaniu

Metody analizy trwania wymagają dostępu do danych jednostkowych. W przypadku analizy bezrobocia rejestrowanego ich źródłem są powiatowe urzędy pracy. Wdrożony w nich system informatyczny Syriusz pozwolił na utworzenie bogatej bazy danych dla tego typu analiz. W badaniu wykorzystano anonimowe dane indywidualne 22 078 osób bezrobotnych zarejestrowanych w 2013 roku w PUP w Szczecinie. Analizowano czas od momentu zarejestrowania do chwili wyrejestrowania z urzędu z określonego powodu. Za koniec obserwacji przyjęto koniec 2014 roku. Liczne przyczyny wyrejestrowania pogrupowano (tab. 2).

Tabela 2. Grupy przyczyn wyrejestrowania z urzędu pracy

I etap badania	Przyczyna wyrejestrowania	II etap badania
Praca niesubsydiowana	Podjęcie pracy, innego zatrudnienia lub pozarolniczej działalności gospodarczej	Praca
Zatrudnienie subsydiowane	Podjęcie robót publicznych, prac interwencyjnych lub społecznie użytecznych, praca w ramach utworzonego dodatkowego miejsca pracy z tytułu udzielonej pożyczki lub dofinansowania, przyznanie jednorazowo środków na podjęcie działalności gospodarczej	
Wykreślenie	Odmówienie przyjęcia propozycji zatrudnienia lub innej formy pomocy, niestawienie się w PUP w wyznaczonym terminie	Wykreślenie
Pozostałe	Prawo do emerytury, świadczenia rehabilitacyjnego, renty, zasiłku stałego, świadczenia/zasiłku przedemerytalnego, świadczenia pielęgnacyjnego, dodatku do zasiłku rodzinnego z tytułu samotnego wychowywania dziecka, pobieranie zasiłku dla opiekuna, podleganie ubezpieczeniu emerytalno-rentowemu z tytułu stałej pracy jako domownik w gospodarstwie rolnym, wyjazd za granicę na okres co najmniej 30 dni, zmiana miejsca zameldowania/pobytu poza obszarem działania PUP, choroba lub przebywanie w zamkniętym ośrodku odwykowym, udział w szkoleniu organizowanym przez inny podmiot niż PUP, zgon, powołanie do zasadniczej służby wojskowej, podjęcie nauki w szkole w systemie dziennym	Pozostałe

Źródło: opracowanie własne.

Badanie przeprowadzono dwuetapowo. W pierwszym etapie przyjęto podział na cztery grupy: pracę niesubsydiowaną, zatrudnienie subsydiowane, wykreślenie, pozostałe przyczyny. W drugim etapie dwie pierwsze grupy połączono w jedną – praca. Ponieważ część z obserwowanych jednostek nie doznała zdarzenia przed końcem obserwacji, to w badaniu wystąpiły obserwacje cenzurowane prawostronnie (tab. 3).

Tabela 3. Rodzaje zdarzeń kończących proces obserwacji i odpowiadające im obserwacje cenzurowane

Powód wyrejestrowania	Liczba	Powód cenzurowania	Liczba
Dowolny powód	20 222	Zdarzenie nie nastąpiło do końca 2014 roku	1856
I etap badania			
Praca niesubsydiowana	8704	Zdarzenie nie nastąpiło do końca 2014 roku	1856
Zatrudnienie subsydiowane	929		
Wykreślenie	8965		
Pozostałe	1624		
II etap badania			
Praca	9633	Zdarzenie nie nastąpiło do końca 2014 roku	1856
Wykreślenie	8965		
Pozostałe	1624		

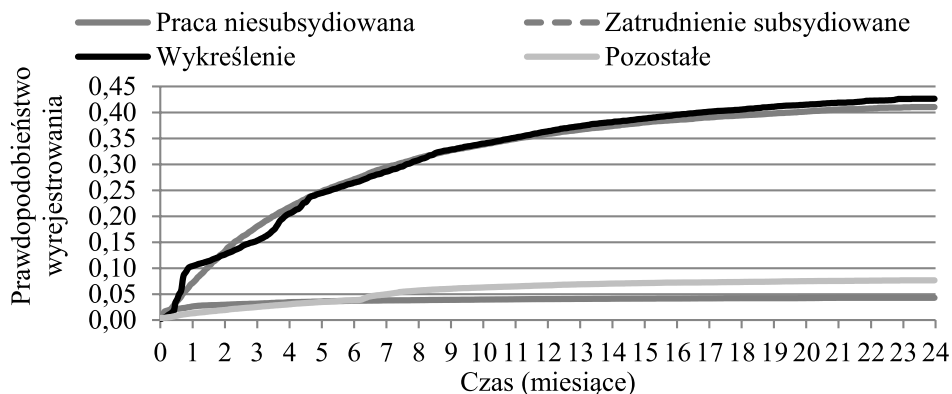
Źródło: opracowanie własne.

4. Analiza wpływu zatrudnienia subsydiowanego na wyjście z bezrobocia

W pierwszym etapie badania wyznaczono funkcje skumulowanej częstości (CIF_k) oraz funkcje hazardu dla czterech różnych zdarzeń kończących proces obserwacji ($k = 1, 2, 3, 4$). Na rysunku 1 przedstawiono wartości estymatorów funkcji skumulowanej częstości występowania dla następujących przyczyn wyrejestrowania z urzędu: pracy niesubsydiowanej, zatrudnienia subsydiowanego, wykreślenia i pozostałych przyczyn. Wyznaczono w ten sposób prawdopodobieństwo wyrejestrowania z różnych powodów do czasu t lub w czasie t . Prawdopodobieństwa wyrejestrowania z powodu podjęcia pracy niesubsydiowanej i wykreślenia były zbliżone, przy czym od dziesiątego miesiąca prawdopodobieństwo wykreślenia było nieco większe. Prawdopodobieństwa wyrejestrowania z powodu podjęcia zatrudnienia subsydiowanego oraz pozostałych powodów miały marginalny wpływ na ryzyko całkowite i nie przekroczyły wartości odpowiednio 5 i 8%. Na uwagę zasługuje fakt regularnego przebiegu krzywych trwania wyznaczonych dla powodu: praca nie-

subsydiowana i zatrudnienie subsydiowane. Krzywe trwania prawdopodobieństwa wykreślenia i pozostałych powodów nie posiadają takiej własności. W ich przebiegu można zauważyć krótkotrwałe skoki wartości. Dla grupy pozostałe niewielki skok wartości nastąpił w siódmym miesiącu od zarejestrowania. Analiza danych wskazała na to, że był on spowodowany zwiększoną liczbą wyrejestrowań w tym okresie z powodu przyznania zarejestrowanej osobie bezrobotnej prawa do pobierania świadczenia/zasiłku przedemerytalnego. Natomiast dla zdarzenia wykreślenie znaczący skok w pierwszym miesiącu był związany ze zwiększoną liczbą wyrejestrowań z powodu niestawiennictwa osoby bezrobotnej w PUP w wyznaczonym terminie.

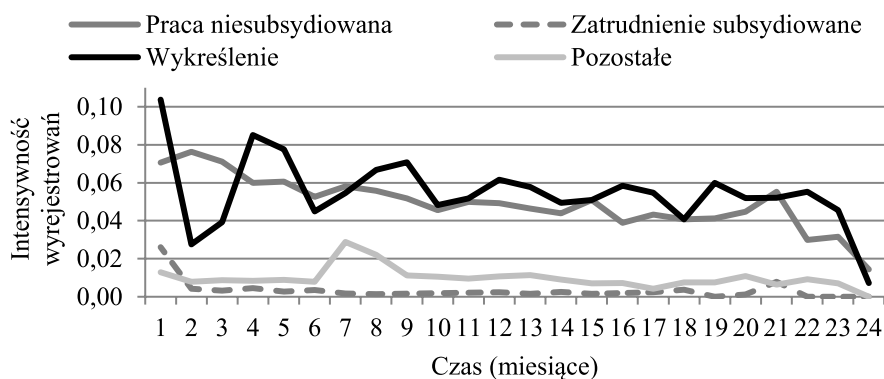
Rysunek 1. Wartości estymatorów CIF_k wyznaczonych w I etapie badania



Źródło: opracowanie własne.

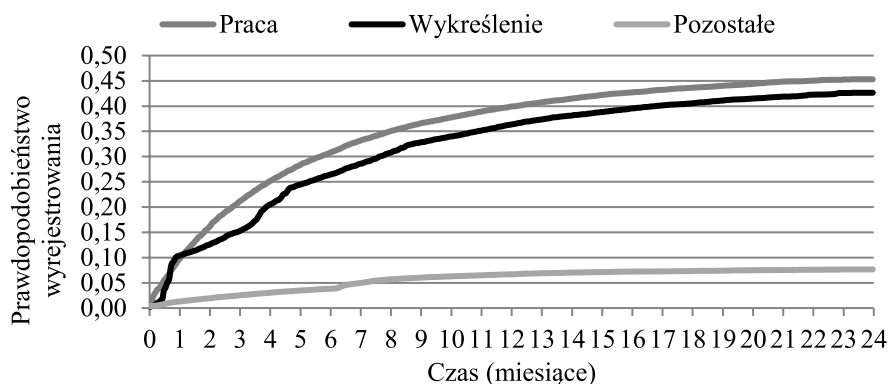
Następnie zbadano intensywność wychodzenia z bezrobocia z czterech ustalonych powodów (rys. 2). Największa była dla wyrejestrowań z powodu wykreślenia i podjęcia pracy niesubsydiowanej. Intensywność wykreśleń i podjęcia zatrudnienia subsydiowanego miały znaczenie marginalne. Charakterystyczna jest wysoka wartość i gwałtowny spadek intensywności wykreśleń i zatrudnienia subsydiowanego w pierwszych dwóch miesiącach od zarejestrowania.

Rysunek 2. Wartości funkcji hazardu wyznaczonych w I etapie badania



Źródło: opracowanie własne.

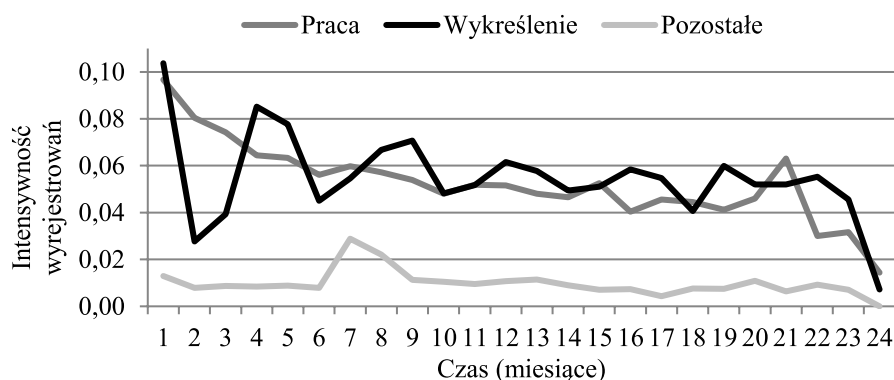
Dla osoby bezrobotnej ważne jest podjęcie ogólnie pojętej pracy, dlatego w drugim etapie badania połączono zdarzenia: podjęcie pracy niesubsydiowanej i zatrudnienie subsydiowane w jedną grupę – praca. Wyznaczono estymatory CIF_k i funkcje hazardu dla trzech zdarzeń kończących obserwację: praca, wykreślenie i pozostałe. Przy takiej klasyfikacji prawdopodobieństwo wyrejestrowań z powodu podjęcia jakiejkolwiek pracy było wyższe od prawdopodobieństwa wykreślenia począwszy od drugiego miesiąca od momentu zarejestrowania. Pozostałe powody miały wpływ marginalny (rys. 3).

Rysunek 3. Wartości estymatorów CIF_k wyznaczonych w II etapie badania

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 4 przedstawiono funkcje hazardu dla trzech rodzajów zdarzeń. Intensywność wyrejestrowań z powodu podjęcia pracy nadal nie przewyższa wartości hazardu dla przypadku wykreślenie, jednak ma teraz wyraźną tendencję malejącą i największą wartość osiąga w pierwszych miesiącach od zarejestrowania.

Rysunek 4. Wartości funkcji hazardu wyznaczonych w II etapie badania



Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

Zastosowane w badaniu metody analizy trwania – funkcja skumulowanej częstości oraz model hazardu empirycznego – pozwoliły na ocenę wpływu zatrudnienia subsydiowanego na prawdopodobieństwo i intensywność wychodzenia z bezrobocia. Przeprowadzona analiza wskazała na to, że miało ono znaczenie marginalne, co wynika z ograniczonych środków, jakimi dysponuje urząd. Prawdopodobieństwo podjęcia zatrudnienia subsydiowanego w ciągu 24 miesięcy od zarejestrowania nie przekroczyło wartości 0,05, a jego intensywność była największa w ciągu dwóch pierwszych miesięcy od zarejestrowania. Miało ono jednak wpływ na zwiększenie prawdopodobieństwa i intensywności podjęcia pracy w sensie ogólnym. Dodatkowo w badaniu wykazano, że wykreślenie było bardzo silnym powodem wyrejestrowania osób bezrobotnych. Prawdopodobieństwo wyrejestrowania z tego powodu były większe niż w przypadku podjęcia pracy niesubsydiowanej. Może to świadczyć o tym, że chęć podjęcia zatrudnienia nie była główną przyczyną zarejestrowania się bezrobotnych w urzędzie oraz że nie byli oni zainteresowani proponowanymi formami aktywizacji.

Literatura

- Aly, E.A.A., Kochar, S., McKeague, E. (1994). Some Tests for Comparing Cumulative Incidence Functions and Cause-Specific Hazard Rates. *Journal of the American Statistical Association*, 89 (427), 994–999. DOI: 10.2307/2290925.
- Bieszk-Stolorz, B. (2013). *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*. Szczecin: Volumina.pl Daniel Krzanowski.
- Bieszk-Stolorz, B., Markowicz, I. (2012). *Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia*. Warszawa: CeDeWu.
- Bryant, J., Dignam, J.J. (2004). Semiparametric Models for Cumulative Incidence Functions. *Biometrics*, 60 (1), s. 182–190. DOI: 10.1111/j.0006-341X.2004.00149.x.
- Crowder, M. (1994). Identifiability Crises in Competing Risks. *International Statistical Review*, 62 (3), 379–391. DOI: 10.2307/1403768.
- Crowder, M. (1996). On Assessing Independence of Competing Risks When Failure Times Are Discrete. *Lifetime Data Analysis*, 2 (2), 195–209. DOI: 10.1007/BF00128575.
- Crowder, M. (1997). A Test for Independence of Competing Risks with Discrete Failure Times. *Lifetime Data Analysis*, 3 (3), 215–223. DOI: 10.1023/A:1009696830515.
- Efektywność podstawowych form aktywizacji zawodowej, realizowanych w ramach programów na rzecz promocji zatrudnienia, łagodzenia skutków bezrobocia i aktywizacji zawodowej w 2015 roku* (2016). Warszawa: Ministerstwo Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej.
- Gooley, T.A., Leisenring, W., Crowley, J., Storer, B.E. (1999). Estimation of Failure Probabilities in the Presence of Competing Risks: New Representations of Old Estimators. *Statistics in Medicine*, 18 (6), 695–706. DOI: 10.1002/(SICI)1097-0258(19990330)18:6<695::AID-SIM60>3.0.CO;2-O.
- Kaplan, E.L., Meier, P. (1958). Non-parametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of American Statistical Association*, 53, 457–481. DOI: 10.2307/2281868.
- Klein, J.P., Moeschberger, M.L. (2003). *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. New York: Springer-Verlag.
- Kleinbaum, D., Klein, M. (2005). *Survival Analysis. A Self-Learning Text*. New York: Springer.
- Landmesser, J.M. (2008). Modele ryzyka konkurencyjnego dla czasu trwania czynności. W: T. Trzaskalik (red.), *Modelowanie Preferencji a Ryzyko '08* (s. 371–385). Katowice: Wyd. AE w Katowicach.
- Marubini, E., Valsecchi, M. (1995). *Analysing Survival Data from Clinical Trials and Observational Studies*. Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Pepe, M.S. (1991). Inference for Events With Dependent Risks in Multiple Endpoint Studies. *Journal of the American Statistical Association*, 86 (415), 770–778. DOI: 10.1080/01621459.1991.10475108.
- Wiśniewski, Z., Zawadzki, K. (red.) (2010). *Aktywna polityka rynku pracy w Polsce w kontekście europejskim*. Toruń: Wojewódzki Urząd Pracy, UMK.

ASSESSMENT OF THE INFLUENCE OF SUBSIDED WORKS ON THE UNEMPLOYMENT LEAVE

Abstract

The professional activity of the unemployed and decrease of the structural mismatch on the labour market are the main goals of realised in Poland by the labour offices employment programmes. Interventional, public and socially useful works, resources for starting the economic activity and for equipment of workplace are the demand-oriented instruments. They are the so-called subsidized works. Evaluation analyses and research on the effectiveness of these instruments are forced by high costs of realisation of these programmes. The main goal of the article is application of the models of competing risks on the analysis of influence of subsidized works on probability and intensity of the unemployment leave. The individual data of the unemployed persons registered in the Poviast Labour Office in Szczecin was used in the analysis.

Translated by Krzysztof Dmytrów

Keywords: cumulative incidence function, hazard model, competing risks, subsidized works, unemployment

JEL Codes: C41, J64



Mateusz Czerwiński*

Uniwersytet Szczeciński

WYKORZYSTANIE MIAR ROZKŁADU W ANALIZIE WSKAŹNIKOWEJ PRZEDSIĘBIORSTWA

Streszczenie

W artykule zaprezentowano rozwiązanie zastosowane przez autora przy okazji jednej z opinii sądowych, której celem była wycena rzeczywistej wartości udziałów wspólników. Przedmiotem wyceny były udziały w spółce sklasyfikowanej w grupie mikroprzedsiębiorstw, jednak zastosowanie analizy rozkładu wykazało, że jest to podmiot kwalifikujący się do grupy 1/5 największych w swojej branży. Określenie wielkości przedsiębiorstwa na podstawie zewnętrznego benchmarku jest w dzisiejszych czasach zadaniem na tyle nieskomplikowanym, że mogłoby być powszechnie stosowane w wycenie przedsiębiorstw w postępowaniach sądowych.

Słowa kluczowe: analiza ekonomiczna, miary statystyki opisowej, opieka ambulatoryjna

Wprowadzenie

Przyczynkiem podjęcia kwestii stosowania miar rozkładu do oceny funkcjonowania przedsiębiorstwa była opinia, którą autor przygotowywał jako członek zespołu biegłych na zlecenie sądu. Zgodnie z art. 65 § 1 Kodeksu spółek handlowych (Ustawa, 2000) zasadniczym celem wspomnianej opinii było ustalenie rzeczywistej wartości udziałów przynależnych wspólnikom spółki. Zespół biegłych, uznając za

* Adres e-mail: mateusz.czerwinski@usz.edu.pl

zasadne, zastosował polski standard wyceny przedsiębiorstw¹ i przeprowadził na wstępie analizę historycznych wyników działalności operacyjnej przedsiębiorstwa, w którym wspólnicy posiadali udziały. Okoliczności sprawy powodowały jednak konieczność zobiektywizowania wniosków z analizy.

Wspólnicy zdecydowali się na rozstrzygnięcie sporu przed sądem, ponieważ ich konflikt trwał dość długo i nie było realnych szans na porozumienie. Przez cały ten czas spółką zarządzali wspólnicy reprezentujący tylko jedną ze stron późniejszego postępowania sądowego. W takiej sytuacji sformułowanie oceny sposobu funkcjonowania przedmiotowej spółki wyłącznie na podstawie danych finansowanych generowanych przez jej system sprawozdawczości finansowej mogłoby zostać uznane przez drugą stronę za niezgodne z zasadą bezstronności biegłych, a w konsekwencji prowadziłyby do podważenia całej wyceny.

Konflikt wspólników jest jednym z podstawowych aspektów przyczyniających się do kryzysu wewnętrznego w organizacji (Barczak, Bartusik, 2010, s. 16). Przedsiębiorstwo, w którym obserwuje się przejawy kryzysu, często nie cechuje się „normalnymi” wynikami finansowymi, gdyż są one zaburzone wewnętrzną sytuacją. W rezultacie chcąc przeprowadzić wycenę wartości takiego przedsiębiorstwa według standardu sprawiedliwej wartości rynkowej, konieczne jest częściowe abstrahowanie od wyników, jakie ono osiąga, i uwzględnienie również średnich wyników sektorowych, które wówczas można uznać za „normę”. Ważne było zatem uwzględnienie we właściwy sposób charakterystyk otoczenia zewnętrznego. Celem niniejszego opracowania jest zaprezentowanie części rozwiązań zastosowanych przez biegłych w procesie analizy wskaźnikowej przedsiębiorstwa, a w szczególności w kwestii sposobu doboru tak zwanej bazy odniesienia.

¹ 7 kwietnia 2014 r. Rada Krajowa Polskiej Federacji Stowarzyszeń Rzeczoznawców Majątkowych podjęła uchwałę o zmianie nazwy dotychczasowej Noty Interpretacyjnej „Ogólne zasady wyceny przedsiębiorstw” na Krajowy Standard Wyceny Specjalistycznej „Ogólne zasady wyceny przedsiębiorstw”. Następnie Zarząd Stowarzyszenia Biegłych Wyceny Przedsiębiorstw w Polsce na posiedzeniu 19 sierpnia 2015 r. w Warszawie podjął uchwałę o przyjęciu Krajowego Standardu Wyceny Specjalistycznego (KSWS) – Ogólne zasady wyceny przedsiębiorstw opracowanego przez Polską Federację Stowarzyszeń Majątkowych jako rekomendowanego standardu wyceny przedsiębiorstw dla członków Stowarzyszenia.

1. Benchmarking w ocenie sytuacji finansowej przedsiębiorstwa

Analiza ekonomiczna jest najważniejszym narzędziem badawczym wykorzystywanym w ocenie i kontroli działalności przedsiębiorstwa. Jej istotą jest rozpatrywanie określonych zjawisk i procesów gospodarczych, które w pełni charakteryzują efektywność i skuteczność gospodarowania całego przedsiębiorstwa. Pojęcie analizy ekonomicznej może być rozumiane w zależności od kontekstu, w jakim jest rozpatrywane, jako: dyscyplina naukowa, funkcja zarządzania oraz metoda postępowania naukowego (Borowiecki, Wysłocka, 2012, s. 75). W dalszej części opracowania przedmiotem rozważań będzie przede wszystkim ostatni z aspektów.

Jako metoda postępowania naukowego analiza ekonomiczna obejmuje swoim zasięgiem szereg czynności badawczych mających na celu wyjaśnienie, czy dane zjawiska i procesy zaistniały bądź będą realizowane zgodnie z zasadą racjonalnego działania. Wyniki analizy służą nie tylko podejmowaniu decyzji dotyczących przyszłości, ale pozwalają także na kontrolę, ocenę i weryfikację decyzji podjętych w przeszłości (Borowiecki, Wysłocka, 2012, s. 76). Jedną z wykorzystywanych technik jest analiza wskaźnikowa. Zdaniem Siemińskiej (2002) stosowane w analizie ekonomiczno-finansowej wskaźniki służą do opisu kondycji finansowej, umożliwiając jednocześnie identyfikację mocnych i słabych stron spółek oraz ocenę pojawiających się szans i zagrożeń. Analiza wskaźnikowa jest najpopularniejszą i najszerzej prezentowaną w literaturze przedmiotu metodą pomiaru oraz oceny sytuacji finansowej podmiotów gospodarczych i tym samym stała się podstawowym narzędziem wykorzystywanym w analizie finansowej firm (Korol, 2013, s. 14).

Jak pisał Kiziukiewicz (2009), niezależnie od tego, czy przeprowadzana analiza jest rutynowa, czy incydentalna, to wyznaczenie bazy porównawczej jest bardzo ważne w kontekście wyciągania wniosków z badania. Wybór bazy do porównań zależy od potrzeb². Jeżeli dąży się do ustalenia, jak gospodaruje dana jednostka w porównaniu z innymi, to za punkt odniesienia mogą być przyjęte porównywalne wielkości z innej firmy, przeciętne wielkości branżowe z kraju bądź z zagranicy albo średnie dla całej gospodarki narodowej. Porównania te dotyczą identycznego okresu.

Analizowanie rezultatów funkcjonowania przedsiębiorstwa przez pryzmat wskaźników finansowych i z wykorzystaniem przestrzennego punktu odniesienia jest przykładem zastosowania koncepcji benchmarkingu. Giemza i Karpiel (2010) zwracają uwagę, że trzy główne obszary działalności przedsiębiorstw będące przed-

² Wyróżnia się trzy płaszczyzny do porównań (bazy): w przestrzeni, w odniesieniu do założeń oraz w czasie.

miotem analiz benchmarkingowych to: jakość, produktywność i czas. Ta krótka lista w żadnym stopniu nie powinna być traktowana ostatecznie, ponieważ *benchmarking* ma charakter uniwersalny. Wynika to wprost z definicji, w której stwierdzono, że jest to metoda polegająca na wyborze wzorcowego konkurenta, porównaniu z nim własnej organizacji i dostosowaniu jego podejścia do warunków działania firmy (Grudzewski, Jagusztyn-Grochowska, Zużewicz, 1999, s. 3). W ujęciu dynamicznym *benchmarking* jest nieprzerwanym procesem dokonywania pomiarów i sytuowania się danej organizacji względem innego podmiotu – lidera biznesu – bez względu na to, w jakiej branży on działa i gdzie się znajduje. Efektem powinno być uzyskanie informacji, które pomogą tej organizacji udoskonalić własne działania, a pośrednio zainicjują proces uczenia się od najlepszych. To właśnie na istotę uczenia się całej organizacji, a więc pozyskiwanie i przetwarzanie wiedzy o działaniach innych, zwraca szczególną uwagę Węgrzyn (1998).

Zdobywanie wiedzy jest źródłem samorozwoju tak ludzi, jak i organizacji. W przypadku przedsiębiorstw *benchmarking* umożliwia weryfikację dotychczas popełnionych błędów, a także pozwala zidentyfikować obszary działalności, które mogą zostać uznane za słabo rozwinięte lub stanowią wąskie gardło w funkcjonowaniu firmy. Świadomość ułomności i niedoskonałości własnej firmy powinna stać się w dalszej kolejności motorem napędowym korzystnych zmian i znaleźć bezpośredni wyraz w polepszeniu jej efektywności organizacyjnej i gospodarczej (Węgrzyn, 1998, s. 116). *Benchmarking* w analizie finansowej jest synonimem porównywania wartości obliczonego wskaźnika finansowego do adekwatnej wartości wzorcowej ustalonej w danej bazie odniesienia. Ogólny podział zakłada stosowanie bazy porównań wewnętrznych (ustalonych na podstawie własnych danych historycznych) oraz zewnętrznych, gdzie punkt wyjścia stanowią sprawozdania finansowe innych przedsiębiorstw (Wędzki, 2006, s. 73–74).

Znając założenia metodyczne oraz celowościowość podejścia benchmarkingowego, biegli zaproponowali sądowi przeprowadzenie analizy wskaźnikowej spółki z wykorzystaniem zewnętrznej bazy odniesienia opracowanej specjalnie na potrzeby tego konkretnego sporu. Rozwiązanie to stanowiło wyjście naprzeciw zastrzeżeniom skonfliktowanych stron postępowania, a jednocześnie było wyrazem profesjonalizmu, którego oczekuje się od biegłych sądowych.

2. Selekcja firm do bazy odniesienia

Głównym przedmiotem działalności wycenianej spółki były specjalistyczne usługi medyczne z zakresu okulistyki oraz sprzedaż towarów powiązanych, takich jak soczewki, okulary oraz preparaty medyczne. Zdecydowana większość przychodów spółki pochodziła z działalności usługowej, jednak część handlowa miała znaczący wpływ na wartość zapasów oraz zobowiązań handlowych. Przedsiębiorstwo rozpoczęło funkcjonowanie w latach dziewięćdziesiątych, ale dopiero od 2003 roku przyjęło formę spółki jawnej, w której udziałowcami były strony postępowania. Po siedmiu latach część wspólników złożyła wypowiedzenie uczestnictwa w spółce, uzasadniając ten fakt przejęciem całościowej i zarządczej kontroli nad przedsiębiorstwem przez stronę pozwaną w procesie. Zespół biegłych został powołany przez sąd w 2014 roku, a więc najbardziej aktualne dane finansowe, które mogły zostać wykorzystane w budowie zewnętrznego benchmarku, pochodziły z 2013 roku. Ostatecznie do obliczeń przyjęto sześć lat obrachunkowych (lata 2008–2013), ponieważ pozwoliło to na uwzględnienie w horyzoncie analitycznym również wyników sprzed ujawnienia się konfliktu właścicieli spółki.

W budowie benchmarku wykorzystano dane zgromadzone w serwisie EMIS (ang. *Emerging Markets Information Service*) należącym do firmy analitycznej Euromonitor. EMIS oferuje dostęp do informacji finansowych tak spółek publicznych, jak i przedsiębiorstw spoza rynku giełdowego (spółek z ograniczoną odpowiedzialnością czy spółek jawnych). Wcześniejsze doświadczenia zespołu udowodniły, że serwis ten nie jest pozbawiony wad, a wszelkie zgromadzone w nim informacje powinny być przyjmowane z ograniczonym zaufaniem. Nierzadko w serwisie występują braki danych, automatyczne zaokrąglania wyników finansowych do tysięcy oraz „ucinięcie” reszty kwot. Dodatkowo niejasne jest klasyfikowanie głównego obszaru działalności danej firmy.

W bazie EMIS nie klasyfikuje się przedsiębiorstw według Polskiej Klasyfikacji Działalności czy NACE ver. 2 (Statystyczna Klasyfikacja Działalności Gospodarczych w Unii Europejskiej z 2008 r.), a raczej przy użyciu suwerennej typologii i wskazywania tak zwanych głównych obszarów działania. Przedmiotowa spółka w bazie EMIS sklasyfikowana była w dziale „opieka ambulatoryjna”, dlatego też ogólną analizę przeprowadzono na podstawie charakterystyk finansowych wszystkich dostępnych w bazie sprawozdań przedsiębiorstw zaliczanych do tej grupy. W tabeli 1 zaprezentowano liczbę firm z podstawową działalnością sklasyfikowaną w opiece ambulatoryjnej, których sprawozdania finansowe były dostępne w poszczególnych latach.

Tabela 1. Liczba podmiotów gospodarczych z grupy ambulatoryjnej opieki zdrowotnej, dla których były dostępne sprawozdania finansowe w bazie EMIS w latach 2008–2013

Rok	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Liczba dostępnych sprawozdań finansowych	1019	1201	1382	1316	1407	695

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy EMIS.

Jak można zauważyć, dla większości lat liczba sprawozdań, które stanowiły bazę odniesienia, była większa niż tysiąc. Jedynie dla 2013 roku liczba sprawozdań była mniejsza, choć i tak wynosi niespełna 700. Wynika to przede wszystkim z opóźnień w przekazywaniu przez przedsiębiorców informacji finansowych do sądów gospodarczych oraz z procesu ich pozyskiwania przez korespondentów wywiadowni gospodarczych, a następnie przekazywania takim firmom jak Euromonitor. Liczba dostępnych sprawozdań w danym roku nie może być utożsamiana z liczbą podmiotów gospodarczych faktycznie działających w tym czasie i w tym segmencie rynku, zdarza się bowiem, że przedsiębiorstwa nie wypełniają swojego obowiązku i nie dostarczają do Krajowych Rejestrów Sądowych sprawozdań finansowych lub zachodzą inne przesłanki uniemożliwiające zapoznanie się ze sprawozdaniami przedsiębiorstw, takie jak: zmiana formy prawnej, nieosiąganie pułapu dochodów obligującego do pełnej sprawozdawczości finansowej, brak dostępności akt spółki z uwagi na toczące się postępowanie. Zespół biegłych wykorzystał bazę sprawozdań finansowych firm sklasyfikowanych w dziale opieka ambulatoryjna do umiejscowienia wycenianej spółki w rynku i próby określenia, jaka jest jej relatywna wielkość. W tym celu zastosowano podstawowe miary rozkładu.

3. Zewnętrzna baza odniesienia w ujęciu decylowym

Powodem, dla którego zespół biegłych postanowił określić relatywną rynkową wielkość przedmiotowej spółki, była konieczność odejścia od nomenklatury prawnej. Zgodnie z tą ostatnią spółka klasyfikowana była w grupie mikroprzedsiębiorstw, gdyż średnioroczne zatrudnienie nie przekraczało dziesięciu pracowników, a roczny obrót oraz suma bilansowa były mniejsze niż 2 mln euro³. Prawna klasyfikacja

³ Zgodnie z art. 1 załącznika I do rozporządzenia Komisji (WE) nr 800/2008 z 6 sierpnia 2008 r. uznającego niektóre rodzaje pomocy za zgodne ze wspólnym rynkiem w zastosowaniu art. 87 i 88 Traktatu (ogólne rozporządzenie w sprawie wyłączeń blokowych) (Dz. Urz. UE L 214 z 9.08.2008, s. 3).

przedsiębiorstw jest jednak kompromisem ogólnoeuropejskim i czasami nie oddaje faktycznej wielkości firmy na tle branży, w której ona funkcjonuje.

Tabela 2. Analiza rozkładu firm z grupy ambulatoryjnej opieki zdrowotnej w latach 2008–2013 dostępnych w bazie EMIS pod względem wartości przychodów ze sprzedaży za cały rok (tys. zł)

	Rok					
	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Decyl	Górna granica decyla					
Pierwszy	325	319	228	197	93	160
Drugi	650	712	612	583	384	465
Trzeci	985	1062	949	938	726	831
Czwarty	1380	1530	1418	1417	1134	1221
Piąty (mediana)	1790	1995	1851	1902	1601	1793
Szósty	2273	2557	2372	2426	2149	2221
Siódmy	3351	3437	3184	3299	2842	2962
Ósmy	4893	5050	4806	5042	4147	4201
Dziewiąty	10 798	10 152	9348	9798	7038	7046
Dziesiąty	303 015	570 072	651 300	655 419	679 731	383 440
Średnia arytmetyczna	5655	5871	5651	6015	4278	4663
Przynależność wycenianej spółki do decyla	8	8	8	8	8	9

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy EMIS.

Podstawowe charakterystyki finansowe (przychody ze sprzedaży, suma bilansowa oraz wynik finansowy netto) firm z zewnętrznego benchmarku podzielono w każdym roku na dziesięć podgrup o równej liczebności (decyle), przeprowadzając tym samym analizę rozkładu, którą zaprezentowano w kolejnych tabelach. Liczba spółek wzięta pod uwagę w każdym roku odpowiada liczebności z tabeli 1.

Średnia arytmetyczna przychodów ze sprzedaży wśród przedsiębiorstw z grupy opieki ambulatoryjnej wahała się w latach 2008–2011 w przedziale od 5,65 do 6,02 mln zł, podczas gdy dwa ostatnie lata (2012–2013) to spadek średniej sprzedaży do 4,27–4,66 mln zł. Zestawiając jednak średnią (4,27–6,02 mln zł) z medianą sprzedaży (1,60–1,99 mln zł), można zauważyć, że rozkład firm na rynku jest prawostronnie asymetryczny pod względem wartości sprzedaży. W praktyce oznacza to, że większość firm realizuje sprzedaż na poziomie niższym, niż wynosi średnia arytmetyczna, którą to z kolei istotnie zawyżają wyniki firm z dziesiątego decyla – największe firmy pod względem przychodów ze sprzedaży.

Tabela 3. Analiza rozkładu firm z grupy ambulatoryjnej opieki zdrowotnej w latach 2008–2013 dostępnych w bazie EMIS pod względem księgowej wartości aktywów ogółem na koniec roku (tys. zł)

	Rok					
	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Decyl	Górna granica decyla					
Pierwszy	111	105	96	84	58	57
Drugi	195	199	181	174	126	131
Trzeci	281	292	280	276	221	224
Czwarty	408	439	412	409	338	336
Piąty (mediana)	549	588	584	589	511	522
Szósty	810	894	891	964	766	771
Siódmy	1269	1341	1380	1527	1207	1294
Ósmy	2247	2402	2451	2786	2073	1957
Dziewiąty	6492	6250	6317	7011	4561	4511
Dziesiąty	428 507	751 871	726 046	681 270	683 545	309 812
Średnia arytmetyczna	4069	4220	4159	4554	2824	3063
Przynależność wycenianej spółki do decyla	9	9	9	9	9	9

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy EMIS.

Przychody ze sprzedaży uzyskane w przedmiotowej spółce w 2013 roku pozwoliły ostatecznie zaklasyfikować ją do dziewiątego decyla⁴. Oznacza to, że przynajmniej 80% podmiotów gospodarczych, których podstawowa działalność to opieka ambulatoryjna, realizowała wartość sprzedaży niższą niż wyceniany podmiot. Przez wszystkie lata przed 2013 rokiem spółka kwalifikowała się do ósmego decyla, co oznacza, że w całym analizowanym okresie było to przedsiębiorstwo o ponadprzeciętnych przychodach ze sprzedaży. Podobna sytuacja miała miejsce w wymiarze majątkowym. Wycenianą spółkę sklasyfikowano w dziewiątym decylu, a w ostatnim, 2013 roku niewiele zabrakło, aby spółka znalazła się w grupie 10% największych firm z sektora (dziesiąty decyl). Potwierdziły się zatem wskazania z tabeli 2, że spółka należała do grupy większych firm w swojej branży w Polsce.

⁴ Ze względu na poufność materiału dowodowego udostępnionego zespołowi biegłych nie jest możliwe podanie konkretnych kwot, natomiast analizując granice decyli w tab. 2 i 3, można poznać rząd wielkości obrotów spółki.

Tabela 4. Analiza rozkładu firm z grupy ambulatoryjnej opieki zdrowotnej w latach 2008–2013 dostępnych w bazie EMIS pod względem wyniku finansowego za cały rok (tys. zł)

	Rok					
	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Decyl	Górna granica decyla					
Pierwszy	–13	–28	–63	–99	–66	–32
Drugi	7	0	–11	–16	–8	–2
Trzeci	26	15	3	0	0	4
Czwarty	52	40	15	9	9	13
Piąty (mediana)	87	79	38	30	25	29
Szósty	129	127	73	62	48	61
Siódmy	211	217	128	112	94	98
Ósmy	345	371	228	221	168	187
Dziewiąty	710	809	524	515	419	497
Dziesiąty	10 851	13 132	11 492	14 862	15 376	7 983
Średnia arytmetyczna	176	206	119	28	112	183
Przynależność wycenianej spółki do decyla	10	9	5	9	8	9

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy EMIS.

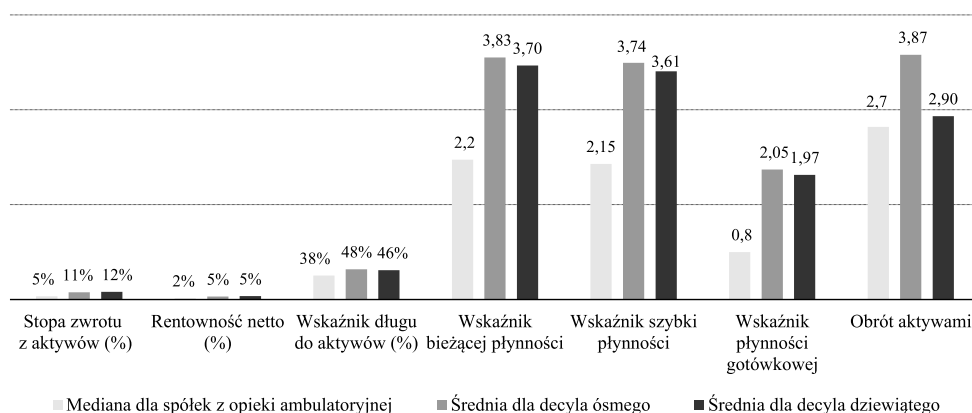
Trzecim podstawowym parametrem finansowym, który zastosowano w analizie rozkładu, był wynik finansowy netto. W odniesieniu do tego parametru można zaobserwować, że w okresie od 2008 do 2011 roku następował systematyczny spadek górnych granic we wszystkich decylach z wyjątkiem dziesiątego. Jednocześnie jednak w ostatnich dwóch analizowanych latach wystąpiła wyraźna poprawa wyniku finansowego wśród firm z opieki ambulatoryjnej. O ile jednak średniej wielkości podmioty w 2011 roku notowały największe poziomy majątku ogółem (4,55 mln zł) i przychodów ze sprzedaży (6,02 mln zł), to nie były w stanie zapanować nad kosztami, przez co średni wynik finansowy wyniósł 0,028 mln zł, a 30% firm notowało straty (górna granica trzeciego decyla w 2011 r. to 0,00 zł).

Obserwacja zmian granicznych wielkości wyniku netto na przestrzeni czasu potwierdziła wpływ kryzysu właścicielskiego spółki na efektywność jej funkcjonowania. Wynik netto wypracowany w spółce w 2010 roku był zbliżony do mediany, podczas gdy w poprzednich latach na poziomie dziewiątego i dziesiątego decyla. Ostatecznie jednak spółka zaczęła szybciej odbudowywać swoją dochodowość, niż rosła średnia sektorowa, a wynik w 2011 roku był blisko dziesięciokrotnie większy od przeciętnego w benchmarku.

Podsumowanie

Korzystając z zewnętrznej bazy odniesienia (metody benchmarkingowej) oraz podstawowych statystyk opisowych (miary rozkładu) ustalono, że wycenianą spółkę można zaliczyć do grupy firm o ponadprzeciętnych charakterystykach finansowych w branży opieki ambulatoryjnej. W większości analizowanych lat spółka znajdowała się w grupie 20% największych firm ze swojego sektora. Efektem tego było określenie relatywnej wielkości firmy na tle sektora/branży, co w tym konkretnym przypadku miało swoje implikacje w kwestii oczekiwanego poziomu kosztu kapitału oraz prognozy przepływów pieniężnych w wycenie dochodowej.

Rysunek 1. Wybrane mediany wskaźników finansowych dla spółek z szerokiego benchmarku oraz średnie dla ósmego i dziewiątego decyla według kryterium przychodów ze sprzedaży (lata 2010–2013)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy EMIS.

Stosowanie analizy rozkładu pozwala też zaobserwować zróżnicowanie wskaźników finansowych i na lepszą ocenę efektywności funkcjonowania przedsiębiorstwa. W przykładowej sprawie występowała istotna różnica w przeciętnych poziomach mierników analizy finansowej dla całej bazy odniesienia oraz w grupach ósmego i dziewiątego decyla (rys. 1). Zaproponowane rozwiązanie jest na tyle uniwersalne, że z powodzeniem mogłoby zostać uwzględnione w polskich standardach wyceny przedsiębiorstw, które wymagają ciągłego doskonalenia (Czerwiński, Grudziński, 2014).

Literatura

- Barczak, B., Bartusik, K. (2010). Kryzys w przedsiębiorstwie w kontekście aktualnych uwarunkowań gospodarczych. W: A. Stabryła (red.), *Zarządzanie w kryzysie* (s. 13–24). Kraków: Mfiles.pl.
- Borowiecki, R., Wysłocka, E. (2012). *Analiza ekonomiczna i ocena ekspercka w procesie restrukturyzacji przedsiębiorstw*. Warszawa: Difin.
- Czerwiński, M., Grudziński, M. (2014). NI5 standard wyceny przedsiębiorstw – w poszukiwaniu lepszych zapisów. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, 804, Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia*, 67, 387–398.
- Giemza, M., Karpiel, Ł. (2010). Benchmarking w organizacjach. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 815, 55–69.
- Grudzewski, W., Jagusztyn-Grochowska, S., Zużewicz, L. (1999). Benchmarking – istota i zastosowanie. *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstw*, 7 (594), 3–7.
- Kiziukiewicz, T. (2009). Analiza sprawozdań finansowych i jej wykorzystanie w zarządzaniu przedsiębiorstwem. W: K. Sawicki (red.), *Wykorzystanie polityki bilansowej i analizy finansowej w zarządzaniu przedsiębiorstwem* (s. 171–217). Wrocław: Ekspert Wydawnictwo i Doradztwo.
- Korol, T. (2013). *Nowe podejście do analizy wskaźnikowej w przedsiębiorstwie*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Sajnog, A. (2016). Zysk całkowity a rentowność kapitału własnego przedsiębiorstwa. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 263, 166–178.
- Siemińska, E. (2002). *Metody pomiaru i oceny kondycji finansowej przedsiębiorstw*. Toruń: TNOiK.
- Ustawa z 15.09.2000. Kodeks spółek handlowych. Dz.U. 2017, poz. 1577.
- Wędzki, D. (2006). „Benchmarking” w analizie finansowej. *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstwa*, 10, 73–80.
- Węgrzyn, A. (1998). Benchmarking – nowa filozofia zarządzania. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, 789, *Zarządzanie i Marketing*, 9, 107–120.

USE OF THE SUMMARY STATISTICS IN FINANCIAL RATIOS ANALYSIS OF THE ENTERPRISE

Abstract

The article presents solution applied by the author by the way one of the reviews, the purpose of which was the measurement of the actual value of the shares of the shareholders. The subject of the valuation of the shares in the company were classified in the Group of micro-enterprises, however, the use of distribution analysis has shown that this is an entity

eligible for 1/5 group, the largest in its industry. Specify the size of the enterprise based on the external benchmark is a simple enough task these days, that could be widely used in the valuation of companies in court proceedings.

Translated by Mateusz Czerwiński

Keywords: economic analysis, descriptive statistics measures, out-patient care

JEL Codes: C10, G32



Mariusz Doszyna*
Krzysztof Heberlein**
Uniwersytet Szczeciński

PRÓBA MODELOWANIA PRZESTRZENNYCH CZYNNIKÓW WZROSTU GOSPODARCZEGO W PODREGIONACH W POLSCE W 2012 ROKU

Streszczenie

W artykule zweryfikowana została hipoteza o występowaniu efektów przestrzennych w modelach, w których zmienną objaśnianą jest PKB *per capita*, natomiast zmiennymi objaśniającymi są głównie zmienne wyrażające podstawowe czynniki wzrostu gospodarczego (wartość brutto środków trwałych na zatrudnionego, stopa bezrobocia). Badanie dotyczyło podregionów w Polsce w 2012 roku. Do oszacowania zależności przestrzennych wykorzystano statystykę globalną Morana oraz modele ekonometrii przestrzennej, w których uwzględniane były „opóźnienia” przestrzenne zmiennej objaśnianej lub zmiennych objaśniających. Oszacowano również model z efektami przestrzennymi w resztach modelu. W końcowym etapie badania modele te zostały porównane ze względu na kryteria informacyjne.

Słowa kluczowe: ekonometria przestrzenna, wzrost gospodarczy

Wprowadzenie

Wzrost gospodarczy, wyrażany zazwyczaj poprzez Produkt Krajowy Brutto, wykazuje prawidłowości nie tylko w czasie, lecz również w przestrzeni. Współcześnie mamy do czynienia z nasilającymi się procesami przemieszczania się ludności, ro-

* Adres e-mail: mariusz.doszyn@usz.edu.pl

** Adres e-mail: k.heberlein@wneiz.pl

snącym tempem wymiany różnego rodzaju dóbr (czasem usług), informacji czy kapitału, co przyczynia się do intensywnych oddziaływań w przestrzeni, zwiększając znaczenie analiz z tego zakresu. Procedur badawczych dostarcza rozwijająca się dynamicznie od kilku dziesięcioleci ekonometria i statystyka przestrzenna. Tempo rozwoju tych dziedzin nauki nie byłoby tak znaczące, gdyby nie równoległy, bardzo szybki, rozwój technologii cyfrowych dający znakomite narzędzia do gromadzenia i przetwarzania baz danych o charakterze przestrzennym. Dane takie, oprócz atrybutów przypisanych do danego obiektu, zawierają informacje określające jego położenie. Nie można tu przecenić roli systemów informacji przestrzennej, do których należy między innymi GIS (Geographic Information System). Zajmuje się on nie tylko pozyskiwaniem, gromadzeniem i udostępnianiem danych przestrzennych, ale dzięki zintegrowanemu oprogramowaniu także ich analizą. Jest wiele programów komputerowych służących do analizy danych przestrzennych, między innymi: GeoDa, PySAL, QGIS, 4GL MATLAB czy R CRAN.

Celem artykułu jest zbadanie oddziaływań przestrzennych w kształtowaniu się PKB *per capita* oraz czynników nań wpływających w podregionach w Polsce w 2012 roku. Weryfikowana będzie hipoteza o istotności oddziaływań przestrzennych w zakresie tych zjawisk. Większość obliczeń wykonano, wykorzystując program R CRAN.

1. Charakterystyka zmiennych

Badanie przeprowadzono na podstawie danych za 2012 rok¹. Dla zmiennych przyjęto następujące oznaczenia:

- a) PKB *per capita* (y_i) – Produkt Krajowy Brutto w zł na jednego mieszkańca;
- b) ŚR.TR_Z9 (x_{1i}) – wartość brutto środków trwałych w przedsiębiorstwach przypadająca na jednego pracującego (mln zł); dane dotyczą podmiotów gospodarczych, w których liczba pracujących przekracza dziewięć osób;
- c) SB (x_{2i}) – stopa bezrobocia rejestrowanego (według stanu na 31 grudnia 2012 r.).

¹ Dane (oraz ich opis) pochodzą ze stron GUS (BDL) i uwzględniają standardy ESA 2010 zgodnie z zaleceniami Komisji Europejskiej.

Przy badaniu zależności przestrzennych między regionami w pierwszym rzędzie należy ustalić ich wzajemne położenie. W tym celu, uwzględniając specyfikę interesującego nas zjawiska, trzeba określić rodzaj sąsiedztwa, które w badaniu zostanie wykorzystane. Jest wiele kryteriów, które można zastosować.

W kryterium wspólnej granicy zakładamy, że sąsiadami są tylko te obiekty, które mają wspólną granicę z wybraną jednostką. Przy kryterium odległości do sąsiadów zaliczamy jednostki, między którymi odległość nie przekroczy pewnej ustalonej wartości. Decydując się na kryterium k – najbliższych sąsiadów – musimy wyznaczyć odległości między jednostkami, a następnie wybrać k najbliższych względem danej lokalizacji.

Wyżej wymienione kryteria opisują sąsiedztwo rzędu pierwszego. Definiuje się również sąsiedztwa wyższych rzędów. Na przykład do sąsiedztwa rzędu drugiego należą obszary, które spełniają kryterium sąsiedztwa rzędu pierwszego, oraz ich sąsiedzi. W artykule zastosowane zostało kryterium wspólnej granicy z uwzględnieniem wszystkich kierunków interakcji przestrzennej („konfiguracja królowej”²), w którym przyjmuje się, że dane jednostki sąsiadują ze sobą, gdy posiadają wspólną granicę choćby w jednym punkcie. Po ustaleniu zbioru sąsiadów informacje te możemy przedstawić w postaci binarnej macierzy sąsiedztwa (C). Elementy c_{ij} tej macierzy są równe 1 w przypadku, gdy obiekty i oraz j sąsiadują ze sobą w myśl wcześniej ustalonego kryterium. Wszystkie pozostałe wartości są równe 0, w tym także leżące na głównej przekątnej (przyjmuje się, że dowolna jednostka nie jest dla siebie sąsiadem). W praktyce wykorzystuje się macierz wag, która jest przekształconą formą macierzy sąsiedztwa, najczęściej standaryzowaną wierszami (suma wag w każdym wierszu jest równa 1).

W celu sprawdzenia występowania autokorelacji przestrzennej między obserwacjami w podregionach dla PKB *per capita* wyznaczono dwoma sposobami (randomizacja, klasycznie) globalną statystykę Morana I^3 (rys. 1).

Na rysunku 1⁴ przedstawiono rozproszenie opóźnień PKB *per capita*, gdzie tangens kąta między dopasowaną linią a dodatnią częścią osi dla PKB *per capita* jest równy statystyce Morana. Jej dodatni znak informuje o tym, że regiony sąsiadujące

² Nazwa nawiązuje do sposobu poruszania się figury po szachownicy w grze w szachy (poziomo, pionowo i po przekątnych). Analogicznie w konfiguracji wieży uwzględniany jest tylko kierunek pionowy i poziomy, a w konfiguracji gońca – wzdłuż przekątnych.

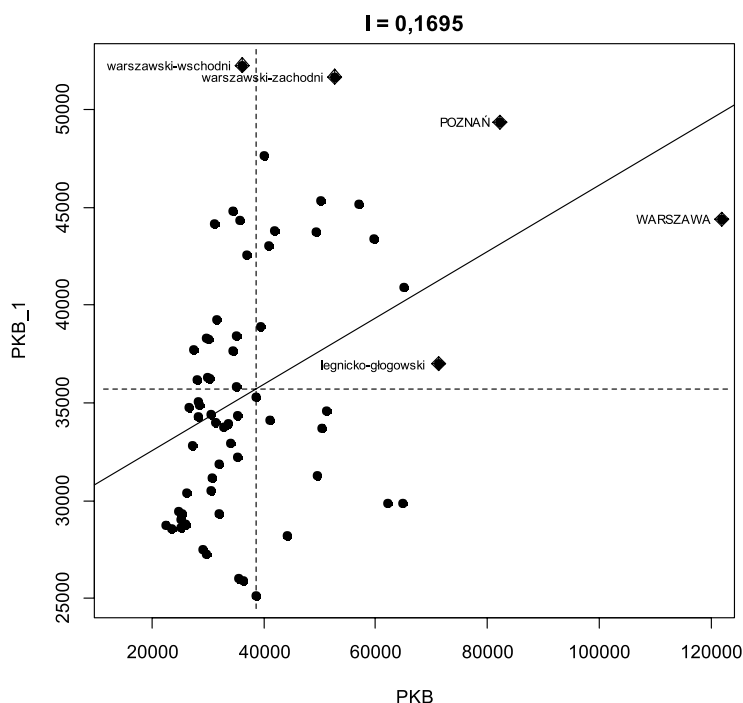
³ Zob. Suhecki (2010), s. 112. Otrzymana wartość statystyki Morana różni się istotnie od 0 przy poziomie istotności 0,01.

⁴ Na osi odciętych odkładamy standaryzowane wartości $x_i - \bar{x}$, a na osi rzędnych ich przestrzenne opóźnienia realizowane przez wybraną macierz wag, czyli $\sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})$.

ze sobą mają powiązane wartości, czyli w większości przypadków regiony bogatsze, a więc te, które wytwarzają relatywnie wysoki PKB *per capita*, graniczą z regionami bogatszymi (pierwsza ćwiartka układu współrzędnych; rys. 1), a biedniejsze z biedniejszymi (trzecia ćwiartka). Niestety punktów w pierwszej ćwiartce jest dużo mniej niż w trzeciej. Widać, że Poznań i region warszawski-zachodni bardzo mocno wpływają na wzrost PKB *per capita* w regionach sąsiednich.

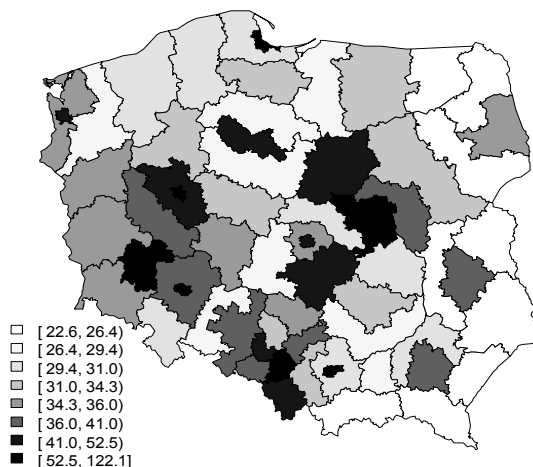
Znakomicie sytuację ilustruje mapa podregionów dla PKB *per capita* przedstawiająca kwantyle z podziałem na osiem klas (rys. 2). Widać na niej również obszary wyróżniające się wytworzonym wysokim PKB *per capita*. Są to regiony wokół Warszawy, Poznania, Wrocławia i Górny Śląsk. Natomiast wartości PKB *per capita* dla regionów leżących w północnej Polsce, z wyjątkiem Szczecina i Trójmiasta, oraz należących do tak zwanej ściany wschodniej są znacząco poniżej średniej krajowej, która dla roku 2012 wynosiła 38,7 tys. zł na osobę.

Rysunek 1. Wykres rozproszenia opóźnionych przestrzennie wartości PKB *per capita* w podregionach w Polsce dla 2012 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Rysunek 2. Mapa podregionów przedstawiająca PKB *per capita* (w tys. zł na osobę) w 2012 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wyżej wymienione ustalenia dotyczące badanych zmiennych sugerują modelowanie PKB *per capita* z wykorzystaniem efektów przestrzennych.

2. Metodyka badania

Literatura dotycząca zarówno zagadnień teoretycznych, jak i zastosowań ekonometrii przestrzennej jest bardzo obszerna. Modele wykorzystane w niniejszym artykule i ich metody estymacji są opisane m.in. w: Suchecki (2010), Anselin, Bera (1998), Arbia (2006), Bivand, Pebesma, Gómez-Rubio (2008), Haining (2005), Kopczewska (2006), LeSage, Pace (2010) i Przybicin (2004). Interakcje przestrzenne co do zasady mogą dotyczyć następujących elementów modelu ekonometrycznego: zmiennej objaśnianej, zmiennych objaśniających oraz składnika losowego modelu. W przypadku interakcji przestrzennych zmiennej objaśnianej (y) występuje proces jednoczesnej autoregresji przestrzennej (*Spatial Auto Regressive process* – SAR), co oznacza, że poziom zmiennej zależnej w danej lokalizacji oddziałuje na wartości tej zmiennej w innych lokalizacjach.

Dla relacji liniowej model procesu jednoczesnej autoregresji przestrzennej SAR można zapisać jako:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (1)$$

gdzie:

$\mathbf{y}$ – wektor wartości zmiennej objaśnianej,

ρ – parametr autokorelacji przestrzennej zmiennej objaśnianej,

$\mathbf{W}$ – macierz wag określana na podstawie odległości (sąsiedztwa) między obiektami (podregionami),

$\boldsymbol{\varepsilon}$ – wektor składników losowych spełniający klasyczne założenia Gaussa–Markowa:

$\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$.

W modelu (1) wartości zmiennej zależnej są objaśniane „opóźnionymi” przestrzennie wartościami tej samej zmiennej, czyli wartościami z innych lokalizacji. Projekcja przestrzenna dotyczy zmiennej objaśnianej. Model (1) jest czasami nazywany modelem autoregresyjnym pierwszego rzędu (*First-order spatial Autoregressive* – FAR).

W modelach SAR uwzględnia się zmienne egzogeniczne:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2)$$

gdzie:

$\mathbf{X}$ – macierz wartości zmiennych egzogenicznych,

$\boldsymbol{\beta}$ – wektor parametrów przy zmiennych egzogenicznych.

Modele SAR zazwyczaj szacuje się metodą największej wiarygodności (MNW). „Opóźniona” przestrzennie zmienna objaśniana jest w zbiorze zmiennych objaśniających, co powoduje, że estymator metody najmniejszych kwadratów nie jest zgodny i jest obciążony.

W modelach (1) i (2) filtracja przestrzenna dotyczy zmiennej objaśnianej. Może odnosić się także do zmiennych egzogenicznych. W przypadku tak zwanej krzyżowej regresji przestrzennej na poziom zmiennej zależnej w danej lokalizacji wpływają wartości zmiennych egzogenicznych z innych lokalizacji. Buduje się wtedy modele z przestrzenną filtracją zmiennych objaśniających (*Spatial Cross-regressive Models* – SCM):

$$\mathbf{y} = \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{y} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3)$$

gdzie:

$\mathbf{y}$ – wektor parametrów przy „opóźnionych” przestrzennie zmiennych objaśniających.

W modelu (3) macierz wag przestrzennych $\mathbf{W}$ jest stosowana do przestrzennej filtracji zmiennych objaśniających. Po przyjęciu, że komponent stochastyczny spełnia klasyczne założenia Gaussa–Markowa, czyli $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$, parametry modelu (3) można oszacować MNK.

Połączeniem powyższych modeli jest model Durбина, w którym uwzględnia się zarówno autokorelację przestrzenną zmiennej objaśnianej, jak i przestrzenne efekty obecne w regresji krzyżowej, polegające na oddziaływaniu na zmienną zależną (w danej lokalizacji) zmiennych egzogenicznych z innych lokalizacji.

Model Durбина można zapisać następująco⁵:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad \boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (4)$$

Modele tego typu szacuje się MNW.

Autokorelacja przestrzenna może też odnosić się do składnika losowego. Często jest ona wynikiem pominięcia w modelu przestrzennie skorelowanych zmiennych objaśniających.

Najczęściej stosowanym modelem z autokorelacją przestrzenną składnika losowego jest model SEM (*Spatial Error Model*):

$$\mathbf{y} = \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\xi} \quad (5)$$

$$\boldsymbol{\xi} = \lambda \mathbf{W} \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (6)$$

W modelu (5) składnik losowy z autokorelacją przestrzenną $\boldsymbol{\xi}$ jest funkcją „czystego” składnika losowego $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$, co można zapisać jako (Suchecki, 2010, s. 250):

$$(\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W}) \boldsymbol{\xi} = \boldsymbol{\varepsilon} \quad (7)$$

$$\boldsymbol{\xi} = (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon} \quad (8)$$

Umożliwia to przedstawienie modelu SEM (5) w postaci zredukowanej:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon} \quad (9)$$

Zastosowanie MNK do estymacji modeli SEM wiąże się z nieefektywnością estymatorów, w związku z czym korzysta się tutaj z innych metod szacowania parametrów (np. MNW).

⁵ Jest to wersja modelu bez restrykcji. W literaturze prezentowany jest również model Durбина z restrykcjami. Zob. Anselin, Bera (1998).

3. Wyniki modelowania

W badaniu empirycznym oszacowano wszystkie z zaprezentowanych wyżej modeli. Wykorzystane dane statystyczne dotyczą 66 podregionów w Polsce w 2012 roku.

Modele oszacowano dla następujących zmiennych:

y_i – PKB *per capita* (zł/os.) – zmienna objaśniana,

x_{1i} – wartość brutto środków trwałych (tys. zł/prac.) w przedsiębiorstwach o zatrudnieniu równym co najmniej dziewięć osób,

x_{2i} – stopa bezrobocia (%).

Ze względu na nieliniowe zależności szacowane będą modele potęgowe (zmienne zostały zlogarytmowane)⁶. Zmienne objaśniające reprezentują czynniki produkcji (kapitał, praca). Zmienna x_{1i} to wartość majątku produkcyjnego przypadającego na jedną zatrudnioną osobę (techniczne uzbrojenie pracy). Poziom stopy bezrobocia informuje o stopniu wykorzystania zasobów siły roboczej w danym podregionie. We wstępnych badaniach próbowano uwzględnić również takie zmienne jak: liczba absolwentów szkół wyższych przypadająca na 1000 mieszkańców oraz liczba przedsiębiorstw na 1000 ludności. Pierwsza z tych zmiennych miała reprezentować kapitał ludzki. W wielu podregionach wartość tej zmiennej była równa zero, a więc nie można było jej zlogarytmować, w związku z czym została ona pominięta. Wpływ natężenia przedsiębiorczości okazał się być nieistotny statystycznie (poziom istotności $\alpha = 0,05$).

Macierz wag **W** to standaryzowana wierszami macierz sąsiedztwa pierwszego rzędu dla kryterium „królowej” (*queen*). Oznacza to, że dany podregion był uznawany za sąsiadujący, jeżeli w jakikolwiek sposób graniczył z danym podregionem.

Oszacowane modele przyjęły następującą postać:

1. Model FAR:

$$\hat{y}_i = 5,302 + 0,498 \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j,$$

gdzie: $n = 66$ to liczba podregionów, a indeksy i oraz j oznaczają podregiony.

W modelu tym wszystkie parametry różnią się istotnie od zera przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ ⁷. Ocena parametru autokorelacji przestrzennej jest równa 0,498,

⁶ Obliczenia wykonano w pakiecie *spdep* w programie R.

⁷ Poziom istotności 0,05 jest przyjmowany w całym artykule.

co świadczy o dość znacznej dodatniej autokorelacji przestrzennej zmiennej objaśnianej (PKB *per capita*). Oznacza to, że podregiony z wysokim (niskim) PKB *per capita* sąsiadują ze sobą.

2. Model SAR ze zmiennymi egzogenicznymi x_{1i} i x_{2i} :

$$\hat{y}_i = 10,417 - 0,081 \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + 0,431 x_{1i} - 0,426 x_{2i}.$$

Co interesujące, w tym modelu parametr autokorelacji przestrzennej zmiennej objaśnianej nie różnił się istotnie od zera (empiryczny poziom istotności wyniósł 0,354), w przeciwieństwie do parametrów przy zmiennych egzogenicznych, dla których empiryczne poziomy istotności były znacznie mniejsze od poziomu istotności $\alpha = 0,05$. Dodanie zmiennych egzogenicznych zniwelowało więc autokorelację przestrzenną zmiennej objaśnianej. W kontekście kształtowania się PKB *per capita* można zauważyć, że wpływ środków trwałych brutto (na pracującego) był dodatni, z kolei oddziaływanie stopy bezrobocia było ujemne, co jest zgodne z założeniami teoretycznymi.

3. Model z regresją krzyżową (SCM):

$$\hat{y}_i = 9,353 + 0,416 x_{1i} - 0,458 x_{2i} + 0,009 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{1j} + 0,125 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{2j}.$$

W powyższym modelu poza zmiennymi egzogenicznymi uwzględniono również „opóźnione” przestrzennie ich wartości. W tym modelu nieistotnie różniły się od zera parametry przy „opóźnionych” przestrzennie zmiennych egzogenicznych. Z punktu widzenia przestrzennego kształtowania się PKB *per capita* projekcja przestrzenna zmiennych egzogenicznych nie wydaje się mieć w tym przypadku znaczenia.

4. Model Durбина:

$$\hat{y}_i = 9,695 - 0,037 \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + 0,416 x_{1i} - 0,458 x_{2i} + 0,024 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{1j} + 0,113 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{2j}.$$

W modelu Durбина, czego należało się spodziewać na podstawie poprzednich dwóch modeli, nieistotnie różniły się od zera wszystkie parametry przy zmiennych z projekcją przestrzenną. Dotyczy to zarówno parametru autokorelacji przestrzennej zmiennej objaśnianej (empiryczny poziom istotności $p_{emp} = 0,831$), jak i para-

metrów przy „opóźnionych” przestrzennie zmiennych egzogenicznych (empiryczne poziomy istotności równe odpowiednio: 0,802 i 0,335).

5. Model z autokorelacją składnika losowego SEM:

$$\hat{y}_i = 9,632 + 0,417x_{1i} - 0,423x_{2i} + \hat{\xi}_i,$$

$$\hat{\xi}_i = 0,029 \sum_{j=1}^n w_{ij} \hat{\xi}_j.$$

W modelu SEM tylko parametr reprezentujący autokorelację przestrzenną składnika losowego nie różnił się istotnie od zera (empiryczny poziom istotności wyniósł 0,865). Wpływ zmiennych egzogenicznych był istotny statystycznie i zbliżony do rezultatów uzyskanych na podstawie poprzednich modeli.

W związku z tym, iż w oszacowanych modelach siła oddziaływania efektów przestrzennych dotyczących zarówno zmiennej objaśnianej, zmiennych egzogenicznych, jak i składnika losowego była niewielka, oszacowany został zwykły model regresji liniowej:

$$\hat{y}_i = 9,624 + 0,417x_{1i} - 0,423x_{2i}.$$

W modelu bez efektów przestrzennych wszystkie parametry różniły się istotnie od zera. Model ten był dobrze dopasowany do wartości empirycznych, skorygowany współczynnik determinacji jest równy $\bar{R}^2 = 0,876$.

Oszacowane modele zostały także porównane ze względu na kryterium informacyjne AIC (tab. 1). Najniższa wartość kryterium odpowiada modelowi (6), a więc modelowi bez efektów przestrzennych, co jest zgodne z poprzednimi wnioskami.

Tabela 1. Wartości logarytmu funkcji wiarygodności i kryterium informacyjnego AIC dla oszacowanych modeli

Model	Logarytm funkcji wiarygodności	AIC
(1)	-15,118	36,235
(2)	50,636	-91,272
(3)	51,227	-90,455
(4)	51,247	-88,494
(5)	50,291	-90,582
(6)	50,279	-92,558

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

Reasumując, po zidentyfikowaniu autokorelacji przestrzennej zmiennej objaśnianej podjęto próbę sprawdzenia, czy efekty te są na tyle trwałe, że będą występować także po uwzględnieniu zmiennych egzogenicznych. Jednak okazało się, że wprowadzenie zmiennych egzogenicznych niweluje oddziaływanie efektów przestrzennych. Rozpatrzono różne rodzaje interakcji przestrzennych. Na podstawie modelu SAR weryfikowano istotność autokorelacji przestrzennej zmiennej objaśnianej. Model regresji krzyżowej posłużył do zbadania siły oddziaływania „opóźnień” przestrzennych zmiennych egzogenicznych. Łączne oddziaływanie tych dwóch rodzajów efektów zbadano na podstawie modelu Durbina, w którym projekcji przestrzennej dokonuje się jednocześnie względem zmiennej objaśnianej i zmiennych egzogenicznych. Model SEM pozwolił natomiast ustalić, czy występuje autokorelacja przestrzenna składnika losowego. Najlepszym modelem okazał się model bez efektów przestrzennych, co może świadczyć o dużej „mocy” objaśniającej przyjętej kombinacji zmiennych objaśniających. Kolejną przyczyną braku efektów przestrzennych mogą być przyjęte definicje zmiennych. W dalszych badaniach zmienne zostaną odniesione nie do liczby ludności ogółem, lecz do liczby osób pracujących. Wartość dodana, a tym samym PKB są generowane przede wszystkich przez osoby zatrudnione, co może poprawić jakość modeli z punktu widzenia efektów przestrzennych.

Literatura

- Anselin, L., Bera, A.K. (1998). Spatial Dependence in linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. W: A. Ullah, D.E.A. Giles (red.), *Handbook of Applied Economic Statistics* (s. 237–289). New York: Marcel Dekker.
- Arbia, B. (2006). *Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence*. Berlin: Springer-Verlag.
- Bivand, R.S., Pebesma, E.J., Gómez-Rubio, V. (2008). *Applied Spatial Data Analysis with R*. Berlin: Springer-Verlag.
- Haining, R. (2005). *Spatial Data Analysis. Theory and Practice*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kopczewska, K. (2006). *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN*. Warszawa: CeDeWu.
- LeSage, J.P., Pace, R.K. (2010). Spatial Econometric Models. W: M.M. Fischer, A. Getis (red.), *Handbook of Applied Spatial Analysis. Software Tools, Methods and Applications* (s. 355–376). Berlin: Springer-Verlag.

- Przybycin, Z. (2004). *Metody i modele statystyki przestrzennej*. Katowice: Wyd. AE w Katowicach.
- Suchecki, B. (red.) (2010). *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Warszawa: C.H. Beck.

TEST FOR MODELING SPATIAL ECONOMIC GROWTH IN SUBREGIONS IN POLAND IN 2012

Abstract

In the article the hypothesis of spatial effects is verified, where the explained variable is GDP *per capita*, while the explanatory variables are mainly variables expressing the basic factors of economic growth (gross value of fixed assets per employee, unemployment rate). The research is about subregions in Poland in 2012. Moran global statistics and spatial econometric models were used to estimate spatial dependencies, which included spatial variations of the explanatory variable and / or explanatory variables. The model with spatial effects in errors was also evaluated. In the final stage of the study, models were compared due to information criteria.

Translated by Mariusz Doszyń

Keywords: spatial econometrics, economic growth

JEL Codes: C21, C51, C52, O47



Anna Gdakowicz*

Ewa Putek-Szeląg**

Uniwersytet Szczeciński

WYMARZONE MIESZKANIE W OCZACH STUDENTÓW – WYNIKI BADANIA ANKIETOWEGO

Streszczenie

W artykule przedstawiono wyniki badania ankietowego studentów Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego na temat ich oczekiwań co do przyszłych nieruchomości mieszkaniowych. Studenci byli pytani, gdzie chcieliby mieszkać oraz jakie czynniki są dla nich ważne przy wyborze nieruchomości mieszkaniowej. Pytania dotyczyły również potencjalnych możliwości finansowania zakupu nieruchomości oraz oczekiwanego wsparcia ze strony państwa. Dane dotyczące preferencji mieszkaniowych uzyskano na podstawie badania kwestionariuszowego (z wykorzystaniem kwestionariusza ankiety) przeprowadzonego wiosną 2017 roku.

Słowa kluczowe: nieruchomość mieszkaniowa, oczekiwania mieszkaniowe, kwestionariusz ankiety

Wprowadzenie

Rynek nieruchomości mieszkaniowych ma zawsze charakter lokalny, więc jego aktywność (mierzona liczbą transakcji, wysokością cen czy stawek czynszu) uzależniona jest od konkretnych regulacji dotyczących systemu podatkowego, planowania

* Adres e-mail: alatko@wneiz.pl

** Adres e-mail: ewaputek@gmail.com

przestrzennego i dostępnych fizycznie zasobów gruntu. Jest on szczególnym segmentem rynku nieruchomości – zaliczany jest do najbardziej aktywnych w Polsce. Jednym z czynników determinujących popyt na rynku mieszkaniowym są preferencje potencjalnych nabywców. Przez preferencje klientów najczęściej rozumiane są subiektywne oceny będące podstawą wyborów dokonywanych w procesie zakupu (Czarny, 2006, s. 20). Badania oczekiwań konsumentów przeprowadza się w celu identyfikacji subiektywnych ocen, na podstawie których klient dokonuje wyboru. Umożliwia ona również identyfikację cech produktu, którymi kierują się nabywcy, decydując się na dany zakup.

W rozpoznaniu upodobań można wykorzystać dane historyczne bądź dane o charakterze antycypacyjnym (Trojanek, 2009). Zapatrywania ujawnione są odbiciem rzeczywistych wyborów rynkowych, zaś orientacje deklarowane dotyczą hipotetycznych zachowań nabywców na rynku. W pierwszej z opisanych sytuacji podstawą analizy jest materiał statystyczny dotyczący danych warunkujących wybory rynkowe i przeprowadzone wywiady oraz ankiety (*a posteriori*). W drugim przypadku w badaniach wykorzystuje się dane zgromadzone *a priori*, także za pomocą ankiet bądź wywiadów, dotyczące zachowań konsumentów w momencie przeprowadzania ankiety bądź wywiadu (Rybicka, 2003).

Deweloperzy działający na lokalnym rynku nieruchomości zainteresowani są oczekiwaniami potencjalnych klientów co do nowej inwestycji. Grupę potencjalnych klientów tworzą studenci, którzy w perspektywie kilku lat będą aktywnymi uczestnikami (kupującymi, inwestorami, najemcami) rynku nieruchomości mieszkaniowych. Jako ważna grupa graczy rynku nieruchomości studenci byli podmiotem licznych badań (Skotarczak, Nowak, 2010; Urbańska, 2013; Kempa, Krajewska, Palicki, Rącka, Wójta-Kempa, 2015). Artykuł wpisuje się w nurt badań zapatrywań studentów i ich oczekiwań co do nieruchomości mieszkaniowych.

Celem artykułu jest przedstawienie wyników badania ankietowego przeprowadzonego wśród studentów Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego na temat ich wymarzonej nieruchomości mieszkaniowej. Postawiono hipotezę badawczą: oczekiwania wobec przyszłego mieszkania są różne w zależności od płci, poziomu obecnych dochodów, miejsca pochodzenia (mała czy duża miejscowość) lub aktualnego sposobu finansowania studiów. Zapytano studentów o ich aktualną i planowaną sytuację mieszkaniową. Ankietowani wskazywali, które cechy nieruchomości są dla nich istotne. Studenci mieli też wskazać przewidywane źródło finansowania swojej przyszłej inwestycji mieszkowej oraz odpowiedzieć na pytanie, jakiej pomocy oczekiwaliby ze strony państwa.

1. Badanie ankietowe – opis respondentów

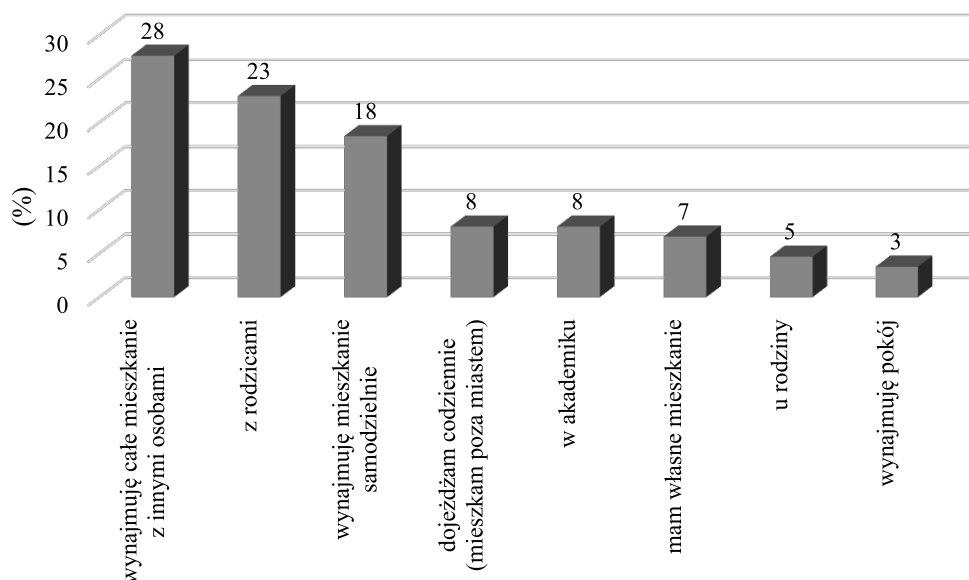
Wiosną 2017 roku przeprowadzono badanie ankietowe wśród studentów Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego. Formularz ankiety składał się z czternastu pytań oraz metryczki. W ankiecie wykorzystano pytania otwarte, zamknięte (jedno- i wielokrotnego wyboru), półotwarte, warunkowe oraz macierz odpowiedzi. Badanie preferencji mieszkaniowych studentów zostało przeprowadzone metodą wywiadu kwestionariuszowego przy wykorzystaniu ankiety internetowej.

W badaniu udział wzięło 87 studentów studiujących na pięciu kierunkach. Najwięcej osób studiowało kierunki związane z rynkiem nieruchomości: gospodarka nieruchomościami i rynek nieruchomości – 63%. Kolejną liczną grupę stanowili studenci kierunku finanse i rachunkowość (28,7%), dalej ekonomiczno-prawnego (4,6%). Najmniej ankietowanych studiowało ekonomię (3,4%).

Wśród ankietowanych przeważały kobiety (79%). Studenci byli w wieku od 20 do 26 lat (najwięcej w wieku 22 lat – 34%). Blisko 64% ankietowanych studentów mieszkało w Szczecinie poza rodziną (rys. 1). Najpopularniejszymi formami samodzielnego mieszkania były: wynajem całego mieszkania z innymi osobami (28%) lub samodzielnie (18%), mieszkanie w akademiku (8%), mieszkanie we własnym mieszkaniu (7%) lub wynajem stancji (3%).

W grupie osób niemieszkających samodzielnie najwięcej osób mieszkało z rodzicami (23%) lub codziennie dojeżdżało na zajęcia z pobliskich miejscowości (8%). Jako przyczyny takiego rozwiązania ankietowani wskazywali, że nie stać ich na zakup samodzielnego mieszkania (17%), tak jest taniej (12%) lub wygodniej (6%).

Rysunek 1. Rozkład odpowiedzi na pytanie: Gdzie Pan/Pani mieszka w mieście (Szczecinie), w którym Pan/Pani studiuje? (%)



Źródło: opracowanie własne.

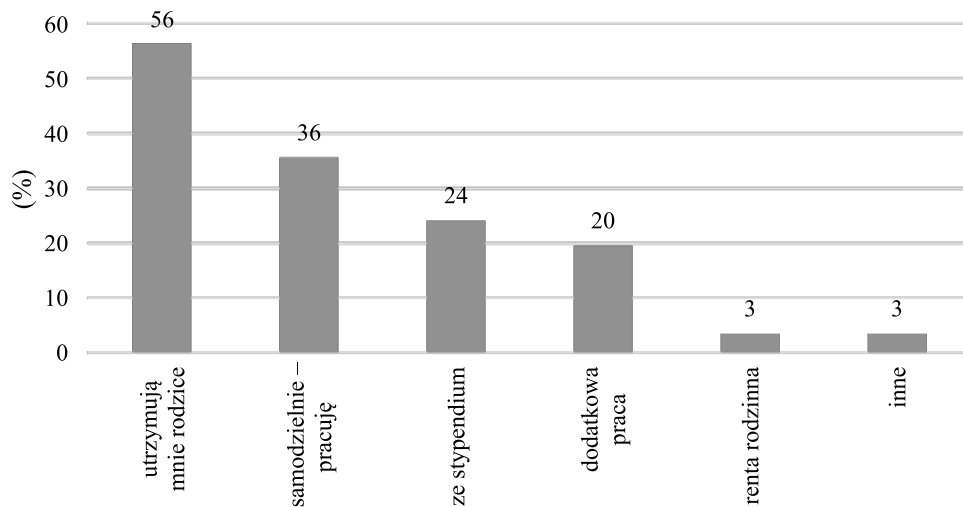
Ankietowane osoby mieszkały w dobrych warunkach. W obecnie zajmowanym mieszkaniu studenci mieli do dyspozycji najczęściej 15–20 m² powierzchni na osobę (46%) lub więcej (33%). Poniżej 15 m² zajmowało 21% badanych studentów.

Najczęściej respondenci utrzymywali się na studiach dzięki pomocy rodziców (56%) (rys. 2), z czego dla połowy osób (28%) było to jedyne źródło dochodu. Pozostali ankietowani uzupełniali środki finansowe otrzymane od rodziców, pracując lub otrzymując stypendium.

Ponad połowa studentów pracowała (56%). Pracę jako podstawowe źródło utrzymania wskazywało 36% ankietowanych, przy czym dla 26% studentów było to jedyne źródło utrzymania, a 10% korzystało dodatkowo ze stypendiów, alimentów lub renty rodzinnej. 20% studentów dorywczo podejmowało dodatkową aktywność zawodową.

24% studentów korzystało ze stypendium, ale tylko dla 6% był to jedyny dochód. Pozostali bądź dodatkowo pracowali, bądź korzystali z pomocy rodziny.

Rysunek 2. Źródła utrzymania na studiach (%; odpowiedzi nie sumują się do 100% – na pytanie można było udzielić do trzech odpowiedzi)

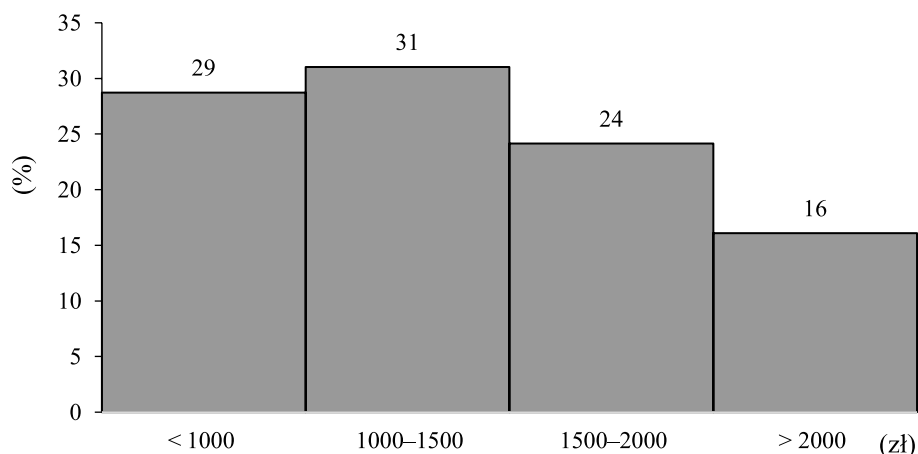


Źródło: opracowanie własne.

60% badanych osób utrzymywało się na studiach za kwotę niższą niż 1500 zł¹ (rys. 3). Środkami finansowymi od 1500 do 2000 zł dysponowało 24% ankietowanych, natomiast 16% studentów rozporządzało kwotą wyższą niż 2000 zł miesięcznie.

¹ Od 1 stycznia 2017 r. minimalna pensja krajowa wynosiła 2000 zł brutto, czyli 1460 zł netto.

Rysunek 3. Miesięczna kwota, którą ankietowani studenci dysponowali (%)



Źródło: opracowanie własne.

2. Plany mieszkaniowe studentów

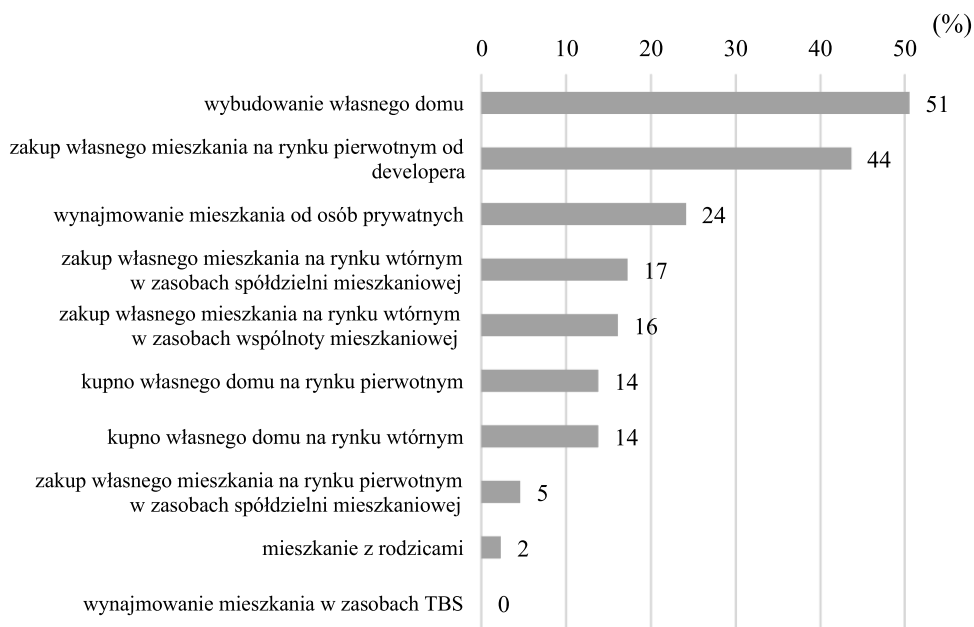
Studenci pytani o to, jakie są ich plany mieszkaniowe, najczęściej wskazywali (rys. 4), że chcieliby wybudować własny dom (51%) albo kupić mieszkanie na rynku pierwotnym (od dewelopera – 44%). 24% osób dopuszczało możliwość wynajmu mieszkania od osób prywatnych, chociaż większość z nich uważała takie rozwiązanie za przejściowe (tylko trzy osoby zaznaczyły wynajmowanie mieszkania od osób prywatnych jako jedyną odpowiedź).

Z oferty sprzedaży lokali mieszkalnych na rynku wtórnym chciałoby skorzystać łącznie 33% ankietowanych. Połowa z nich preferowała zasób spółdzielni mieszkaniowych, połowa – zasoby wspólnot mieszkaniowych.

28% ankietowanych studentów chciałoby być właścicielami domu, ale nie planuje jego samodzielnej budowy – respondenci zamierzają kupić wybudowaną nieruchomość na rynku pierwotnym (14%) lub rynku wtórnym (14%).

W badanej grupie uznania nie znalazła oferta towarzystw budownictwa społecznego (TBS) – nikt nie był zainteresowany mieszkaniem w ich zasobach.

Rysunek 4. Rozkład odpowiedzi na pytanie: Jakie są Pana/Pani plany mieszkaniowe? (%; odpowiedzi nie sumują się do 100% – na pytanie można było udzielić do trzech odpowiedzi)

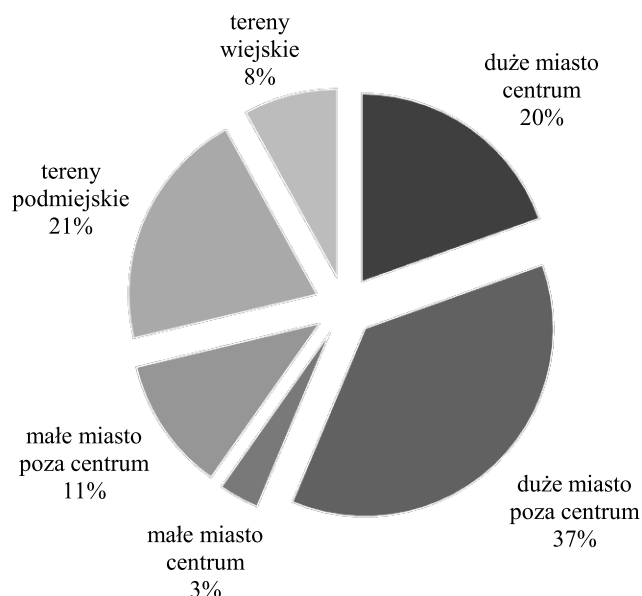


Źródło: opracowanie własne.

Studenci pytani o plany mieszkaniowe mogli zaznaczyć od jednej do trzech odpowiedzi. 47% osób zaznaczyło tylko jedną odpowiedź, 20% – dwie odpowiedzi, a 33% – trzy. Wśród osób zdecydowanych (zaznaczona jedna odpowiedź) dominowała chęć wybudowania domu lub zakupu nowego mieszkania od dewelopera. Przy odpowiedziach wielokrotnych studenci wskazywali albo rozwiązania podobne (np. zakup mieszkania na rynku pierwotnym – zakup mieszkania na rynku wtórnym), albo drogę do osiągnięcia upragnionej nieruchomości (np. wynajem mieszkania – wybudowanie domu).

Ankietowani najchętniej chcieliby mieszkać w dużym mieście lub w jego bezpośrednim sąsiedztwie (79%) (rys. 5). Osób, które chciałyby korzystać z przywilejów dużego miasta, ale niekoniecznie z jego wad (mieszkanie poza centrum), było 37%. W centrum dużych miast mogłoby mieszkać 20% badanych studentów, natomiast 21% wybrało tereny podmiejskie. Najmniej pożądaną lokalizacją było centrum małego miasta (3%).

Rysunek 5. Rozkład odpowiedzi na pytanie:
Jaka jest Pana/Pani preferowana lokalizacja nieruchomości? (%)

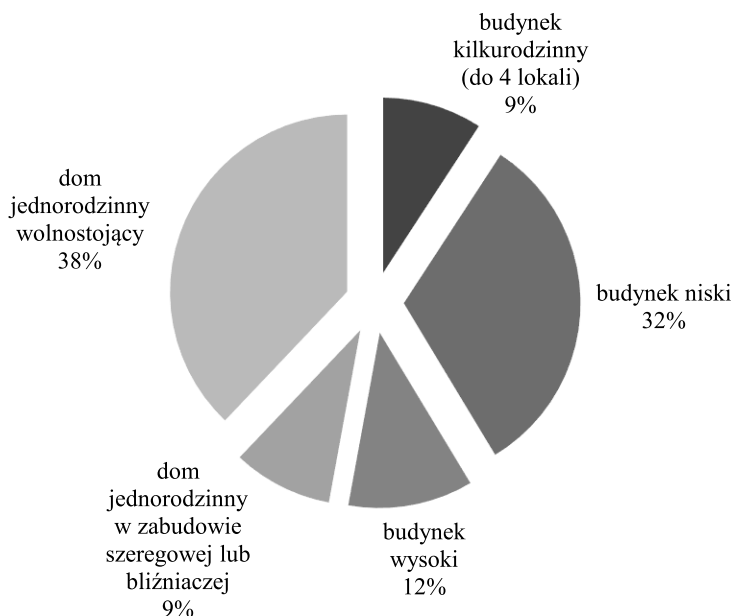


Źródło: opracowanie własne.

W badanej grupie zwolenników mieszkania w lokalach mieszkalnych (mieszkaniach) oraz domach było niemal po równo (z niewielką przewagą na korzyść lokali mieszkalnych) (rys. 6). Najlepiej, gdyby lokal mieszkalny był zlokalizowany w zabudowie niskiej (32%), chociaż nie musiał to być budynek tylko kilkurodzinny. 11% studentów nie miało nic przeciwko mieszkaniu w budynku wysokim. Preferujący mieszkanie w domach byli zdecydowanie zwolennikami domów wolnostojących (38%).

Kolejne pytania dotyczyły cech, jakimi powinny się charakteryzować wymarzone nieruchomości mieszkaniowe. Osoby, które wskazały w powyższym pytaniu, że chciałyby mieszkać w budynku niskim, wysokim lub kilkurodzinnym, odpowiadały na pytania dotyczące lokali mieszkaniowych (mieszkań), pozostałe osoby – na pytania odnoszące się do domów.

Rysunek 6. Rozkład odpowiedzi na pytanie:
Gdzie kupiłby/kupiłaby Pan/Pani nieruchomość mieszkaniową? (%)

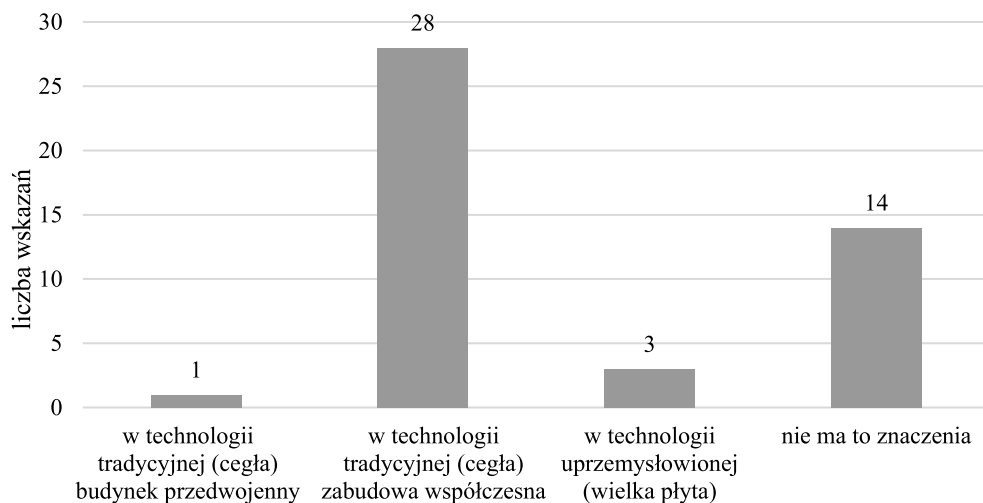


Źródło: opracowanie własne.

2.1. Lokal mieszkalny

Preferowane budynki, w których miałyby być zlokalizowane mieszkania, to nowoczesne budynki zbudowane w technologii tradycyjnej (rys. 7). W badanej grupie nie było zwolenników budynków wybudowanych przed II wojną światową (kamienic) oraz z „wielkiej płyty” (wieżowce wybudowane w latach siedemdziesiątych i osiemdziesiątych XX w.). Dla 1/3 ankietowanych technologia budynku nie miała znaczenia.

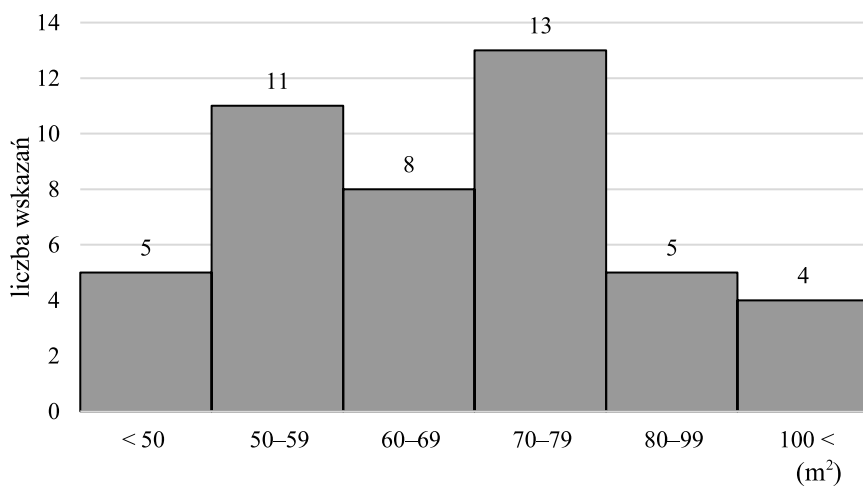
Rysunek 7. Odpowiedzi na pytanie: Wybrana nieruchomość mieszkaniowa byłaby w budynku budowanym według jakiej technologii?



Źródło: opracowanie własne.

Oczekiwania studentów co do wielkości mieszkania były bardzo realne (rys. 8). Ankietowani wskazywali albo na mieszkanie dwupokojowe (50–59 m²), albo trzy-, czteropokojowe (70–79 m²).

Rysunek 8. Odpowiedzi na pytanie: Jaka jest preferowana wielkość Pana/Pani mieszkania?

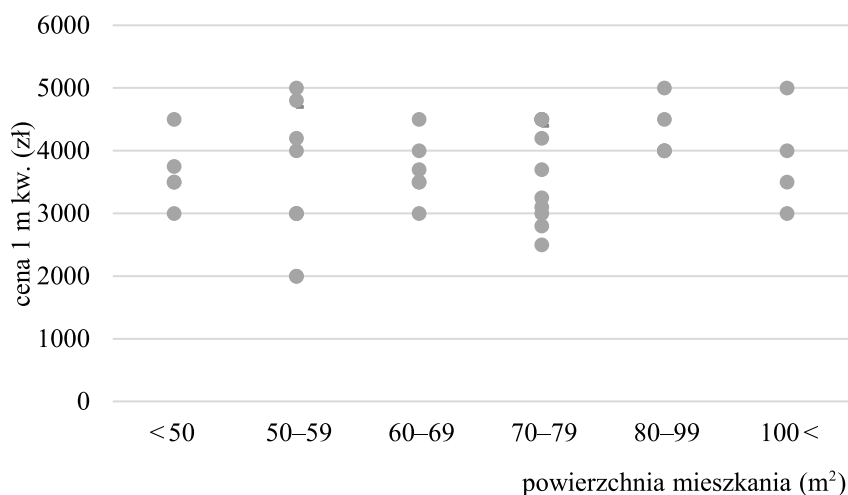


Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym pytaniu ankietowani określali wagę cech opisujących mieszkanie. Wyróżniono trzynaście cech, które należało uszeregować od najważniejszej do najmniej istotnej. Kupując mieszkanie, studenci zwracaliby przede wszystkim uwagę na jego cenę i funkcjonalność (m.in. liczbę pokoi). Następnie dla ankietowanych ważna była powierzchnia i standard mieszkania oraz jego lokalizacja. Kolejna grupa cech – mniej ważnych – to: połączenia komunikacyjne w sąsiedztwie nieruchomości, bezpieczeństwo, technologia wykonania budynku, nasłonecznienie i piętro, na którym znajduje się mieszkanie w budynku. Za najmniej istotne elementy uznano: architekturę budynku, prestiż okolicy, a także sąsiedztwo nieruchomości.

W kolejnym pytaniu respondenci określali, ile skłonni byliby zapłacić za 1 m² mieszkania. Ceny wahały się od 2000 do 5000 zł. Studenci nie różnicowali ceny 1 m² ani w zależności od pożądanej powierzchni (rys. 9), ani od lokalizacji nieruchomości (centrum, duże/małe miasto), ani też od rodzaju preferowanego rynku (rynek pierwotny/wtórny).

Rysunek 9. Diagram korelacyjny oczekiwanej ceny 1 m² i powierzchni mieszkania

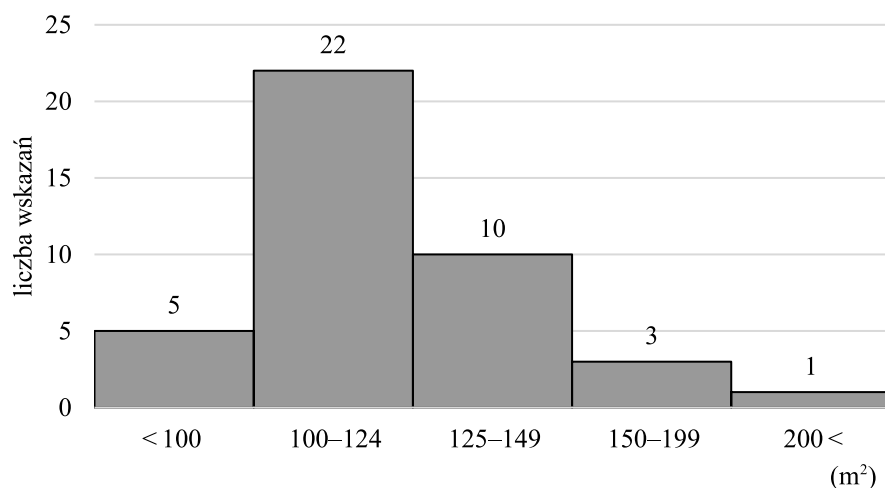


Źródło: opracowanie własne.

2.2. Dom jednorodzinny

Studenci, którzy preferowali mieszkanie w domu jednorodzinnym, odpowiadając na pytanie dotyczące powierzchni domu, najczęściej deklarowali powierzchnię wynoszącą od 100 do 124 m² (rys. 10).

Rysunek 10. Odpowiedzi na pytanie: Jaka jest preferowana wielkość Pana/Pani domu?

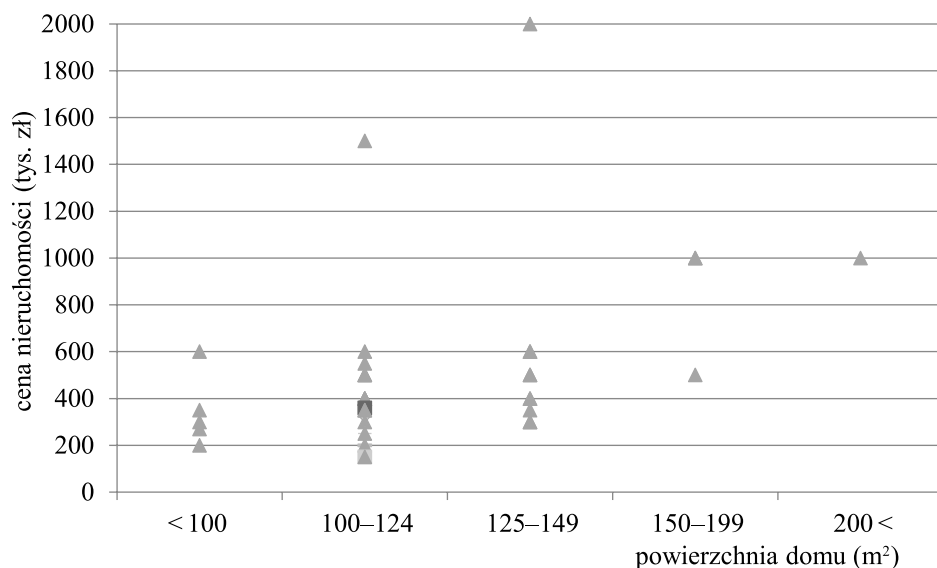


Źródło: opracowanie własne.

Również w przypadku wyboru domu ankietowani poproszeni zostali o określenie wag cech opisujących wybraną nieruchomość mieszkalną. W tym przypadku wyróżniono dwanaście cech (pominięto cechę piętro, która jest nieistotna przy tego rodzaju nieruchomościach), które należało uszeregować od najważniejszej do najmniej istotnej. Studenci, wybierając swój dom, największą wagę przywiązywali do prestiżu okolicy, technologii wykonania budynku oraz powierzchni domu. Kolejne cechy to: funkcjonalność, lokalizacja, sąsiedztwo, cena (dopiero na siódmej pozycji!), bezpieczne położenie. Za najmniej istotne elementy uznano: nasłonecznienie, architekturę budynku, połączenia komunikacyjne oraz standard.

Ankietowani zostali poproszeni o wskazanie, jakie środki finansowe byliby w stanie przeznaczyć na zakup wymarzonego domu. Rozpiętość kwot była bardzo duża: od 150 tys. do 2 mln zł (rys. 11). Większość studentów chciałaby przeznaczyć do 600 tys. zł, bez względu na wielkość i lokalizację domu.

Rysunek 11. Diagram korelacyjny akceptowalnej ceny domu i jego powierzchni



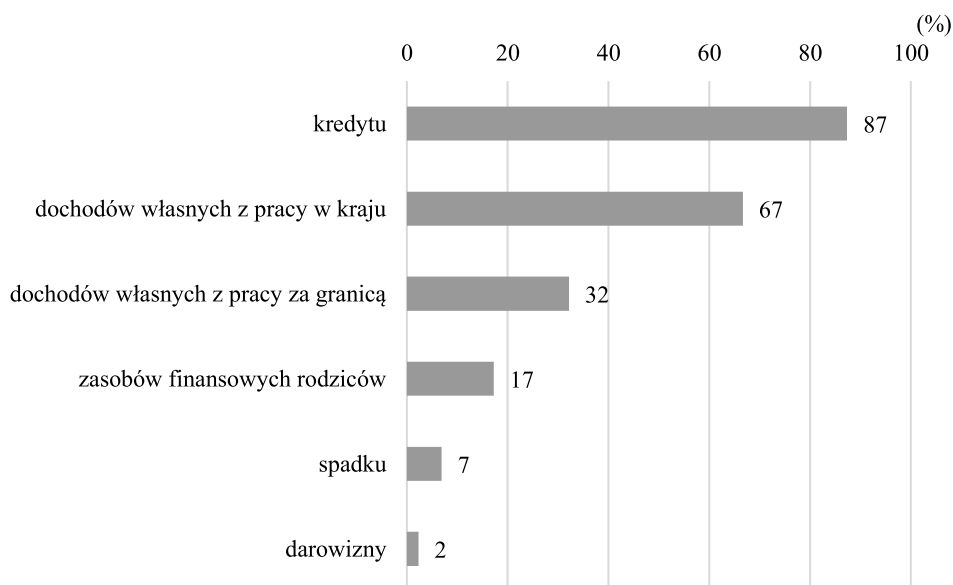
Źródło: opracowanie własne.

3. Finansowanie inwestycji (wsparcie państwa)

Zdecydowana większość badanych studentów (87%) chciałaby sfinansować zakup nieruchomości mieszkaniowej z kredytu hipotecznego (rys. 12). Środki finansowe otrzymane z banku uzupełnione miałyby być przez dochody z pracy w kraju (62%) lub za granicą (26%) albo pozyskane od rodziny (spadek, darowizna, wsparcie rodziców) – 16%.

Pozostałe 13% studentów jako głównych inwestorów nieruchomości mieszkaniowej wskazuje rodziców albo spodziewa się spadku lub darowizny. Tylko niecałe 6% ankietowanych planuje zakup nieruchomości z własnych oszczędności, bez wspomagania się zewnętrznymi środkami finansowymi. W tych przypadkach jednak studenci chcą zarobić na własne mieszkanie za granicą.

Rysunek 12. Jak ankietowani planują sfinansować zakup nieruchomości mieszkaniowej (%; odpowiedzi nie sumują się do 100% – na pytanie można było udzielić do trzech odpowiedzi)



Źródło: opracowanie własne.

Decydując się na kredyt hipoteczny, najwięcej studentów (61%) chciałoby się zadłużyć od 60 do 100% wartości nieruchomości². 14% ankietowanych byłoby skłonnych zaciągnąć kredyt nawet na 100% (lub powyżej) wartości nieruchomości.

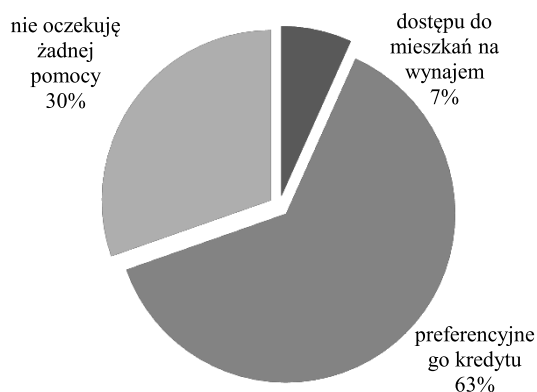
Większość studentów oczekiwałaby wsparcia ze strony państwa w zaspokojeniu swoich potrzeb mieszkaniowych (rys. 13). Dla 63% ankietowanych pomoc rządu mogłaby się przejawiać możliwością zaciągnięcia kredytu hipotecznego na preferencyjnych warunkach, a dla 7% – wdrożeniem programu umożliwiającego dostęp do mieszkań na wynajem.

Ostatnie pytanie dotyczyło chęci współpracy przy zakupie nieruchomości mieszkaniowej z pośrednikiem w obrocie nieruchomościami (rys. 14). 33% badanych studentów zdecydowanych było sobie poradzić samodzielnie, bez wsparcia pośrednika w obrocie nieruchomościami. 7% respondentów szukałoby nieruchomości miesz-

² W 2017 r. przy udzielaniu kredytu hipotecznego bank wymagał wpłaty 20% wartości kredytu w gotówce jako wkładu własnego. Możliwe zatem było zadłużenie nieruchomości maksymalnie do 80% jej wartości.

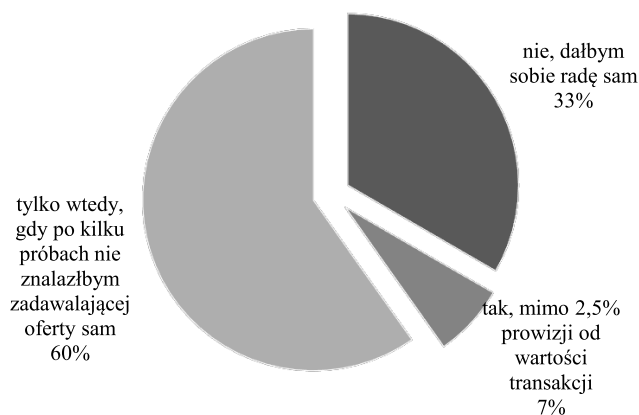
kaniowej, korzystając z pomocy profesjonalistów z biura pośrednictwa w obrocie nieruchomościami. Większość ankietowanych (60%) chciałaby znaleźć mieszkanie lub dom samodzielnie (i uniknąć płacenia prowizji pośrednikowi), ale gdyby się to nie udało, jest skłonna skorzystać z usług profesjonalisty.

Rysunek 13. Odpowiedzi na pytanie: Czy oczekuje Pan/Pani wsparcia przy zakupie nieruchomości mieszkaniowej ze strony rządu (i w jakim zakresie)?



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 14. Odpowiedzi na pytanie: Czy szukając nieruchomości mieszkaniowej do kupienia, zwróciłby/zwróciłaby się Pan/Pani do biura pośrednictwa w obrocie nieruchomościami?



Źródło: opracowanie własne.

4. Zależności pomiędzy oczekiwaniami mieszkaniowymi a sytuacją społeczno-ekonomiczną studentów

W kolejnym etapie prowadzonej analizy zbadano, czy istnieją zależności pomiędzy udzielanymi odpowiedziami dotyczącymi przyszłych mieszkań a wybranymi czynnikami społeczno-ekonomicznymi. Sprawdzono, czy na preferencje mieszkaniowe ma wpływ płeć ankietowanych, miejscowość, z której pochodzą, obecna powierzchnia mieszkaniowa przypadająca na studenta, poziom obecnych dochodów lub sposób finansowania utrzymania się na studiach. Do zbadania zależności wykorzystano współczynnik zbieżności Czuprowa T_{xy} .

Tylko w dwóch analizowanych przypadkach wystąpiła znacząca zależność pomiędzy badanymi zmiennymi. Jedną z nich była zależność między płcią a preferowaną wielkością mieszkania ($T_{xy}=0,8$). Panie częściej wykazywały chęć zakupu większego mieszkania niż mężczyźni. W konsekwencji inaczej również zdefiniowane zostały potrzeby wysokości zaciągnięcia kredytu przez mężczyzn i kobiety ($T_{xy}=0,85$). Panowie byli bardziej ostrożni i niechętnie zaciągaliby kredyt na 100% i więcej wartości nieruchomości mieszkaniowej.

Podsumowanie

Ankietowani studenci byli dobrze zorientowani w panującej na rynku nieruchomości sytuacji. Ich oczekiwania wobec możliwości zakupu nieruchomości mieszkaniowych były wiarygodne i realne. Chcieliby mieszkać w dużym mieście, najchętniej poza centrum.

Studenci będą szukali mieszkań o powierzchni 50–59 lub 70–79 m². Mieszkanie powinno być zlokalizowane w niskim, stosunkowo nowym budynku wybudowanym w technologii tradycyjnej (z cegły). Cena mieszkania nie powinna przekraczać 5 tys. zł za 1 m², choć lepiej, żeby oscylowała między 3 a 4 tys. zł za 1 m². Za najważniejszą cechę mieszkania, które chcieliby kupić, uznali cenę i funkcjonalność, za najmniej istotną – prestiż okolicy i sąsiedztwo.

Zwolennicy mieszkania w domu jednorodzinnym myślą o budynku wolnostojącym o powierzchni od 100 do 124 m². Za taki dom studenci skłonni są zapłacić około 400 tys. zł. Przy wyborze domu będą się kierowali przede wszystkim: prestiżem okolicy oraz technologią wykonania i w małym stopniu będą brali pod uwagę połączenia komunikacyjne i standard.

Studenci mają świadomość, że aby kupić nieruchomość mieszkaniową, będą musieli zaciągnąć kredyt hipoteczny. Oczekiwaliby, żeby był on udzielony na preferencyjnych warunkach (np. jako program rządowy wspierający zakup nieruchomości mieszkaniowych).

Badane osoby były zorientowane w procedurach związanych z kupnem nieruchomości mieszkaniowej i skłonne były samodzielnie zawrzeć taką transakcję. Jedynie w przypadku przedłużającego się czasu poszukiwań odpowiedniej nieruchomości będą korzystały z usług pośrednika w obrocie nieruchomościami.

Badanie zależności pomiędzy wybranymi zmiennymi wykazało, że kobiety chciałyby w przyszłości mieć większe mieszkanie, a przez to skłonne byłyby zaciągać wyższe kredyty.

Praktyczne wnioski dla deweloperów nieruchomości płynące z przeprowadzonej ankiety to informacja, że studenci są świadomymi uczestnikami rynku nieruchomości, o realnych oczekiwaniach mieszkaniowych. Oferta mieszkaniowa do nich kierowana powinna być funkcjonalna, o nie za dużej powierzchni, w niskim bloku, z lokalizacją w okolicach centrum. Transakcję najlepiej przeprowadzić bez udziału pośrednika w obrocie nieruchomościami, a ofertę większych mieszkań należy kierować do kobiet.

Literatura

- Czarny, E. (2006). *Mikroekonomia*. Warszawa: PWE.
- Kempa, O., Krajewska, M., Palicki, S., Rącka, I., Wójta-Kempa, M. (2015). Students' Preferences on the Residential Real Estate Market in Polish Cities. *Real Estate Management and Valuation*, 23 (1), 90–102.
- Rybicka, A. (2003). Wybrane metody badań preferencji konsumentów. *Prace Naukowe AE we Wrocławiu – Zarządzanie i Marketing*, 978, 103–112.
- Skotarczak, T., Nowak, M.J. (2010). Preferencje mieszkaniowe kandydatów na studia oraz studentów pierwszego roku akademii rolniczej w Szczecinie. *Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Stetinensis, Stetin, Oeconomica*, 277 (58), 71–80.
- Trojanek, M. (2009). Preferencje nabywców na pierwotnym rynku mieszkaniowym w Poznaniu. *Acta Scientiarum Polonorum, Administratio Locorum* 8 (1), 5–19.
- Urbańska, W. (2013). Warunki zamieszkiwania i preferencje mieszkaniowe młodych Polaków w 2007 i 2011. *Problemy Rozwoju Miast*, 1, 143–151. Pobrane z: <https://drive.google.com/file/d/0ByN29TQwdbIOTHp2MUwtR1VqbXc/view> (5.2017).

THE RESIDENTIAL OF STUDENTS'DREAMS – RESULTS OF A SURVEY

Abstract

In the article the authors presented the survey data of the students from the Faculty of Economics and Management University of Szczecin. The survey's aim was to explore students' preferences of residential. The students were asked about where would they prefer to live: in house or in the flat. They had to state which attributes of residential real estate were important to them. The questions concerned the possibility of financing of housing market and what supports are expected from the government.

Translated by Anna Gdakowicz

Keywords: dwelling, house, expectation of residential, questionnaire

JEL Codes: R39, C83



Sebastian Gnat*

Uniwersytet Szczeciński

BADANIE WYSTĘPOWANIA KONWERCENCJI STÓP ZWROTU NA RYNKU LOKALI MIESZKALNYCH W SZCZECINIE W LATACH 2006–2016 W KONTEKŚCIE FAZ CYKLU KONIUNKTURALNEGO

Streszczenie

Lokalne rynki nieruchomości posiadają swoje indywidualne cechy, które różnicują je oraz ceny na nich notowane. Niemniej można dostrzec także pewne wspólne tendencje i zjawiska, które powodują, że rynki ze względu na ceny czy stopy zwrotu upodabniają się do siebie. W takim kontekście rynki nieruchomości można badać ze względu na występowanie na nich zjawiska konwergencji, która oznacza zbieżność badanego zjawiska z jego poziomem normatywnym. Badanie konwergencji pozwala ocenić, czy badane obiekty upodabniają się co do poziomu badanego zjawiska i po jakim czasie nastąpi upodobnienie. W opracowaniu zaproponowano zastosowanie różnych metod służących badaniu konwergencji w analizie stóp zwrotu na rynku lokali mieszkalnych w dzielnicach Szczecina w latach 2006–2016, uwzględniając przy tym różne fazy cyklu koniunkturalnego w celu badania ich wpływu na występowanie zjawiska konwergencji.

Słowa kluczowe: konwergencja, analiza rynku nieruchomości

Wprowadzenie

Nieruchomości, w tym także nieruchomości lokalowe, mogą być postrzegane jako forma inwestowania kapitału. Podstawową funkcją inwestowania w nierucho-

* Adres e-mail: sebastian.gnat@usz.edu.pl

mości jest zachowanie wartości pieniądza oraz osiągnięcie zysków. Poszukiwanie odpowiedniej nieruchomości, takiej, która pozwoli osiągnąć satysfakcjonujące zyski, jest często przedsięwzięciem trudnym. Rynki nieruchomości cechują się różnymi atrybutami, różną dynamiką cen i różnymi stopami zwrotu. Jedną ze strategii inwestycyjnych jest poszukiwanie nisz rynkowych, gdzie ceny są niższe niż przeciętne. Oczekiwaniem inwestora jest osiągnięcie w przypadku takiej rynkowej niszy ponadprzeciętnej stopy zwrotu.

Dynamika cen w różnych lokalizacjach w ramach jednego miasta nie musi być dla poszczególnych rynków lokalnych jednakowa. To samo można powiedzieć o stopach zwrotu cechujących różne lokalizacje szczegółowe. Wiedzę na temat tego, czy stopy zwrotu dla nieruchomości zlokalizowanych w różnych częściach miasta wykazują podobieństwo, czy też pewne miejsca dają szansę na uzyskanie w określonym horyzoncie czasowym większego zysku, można wykorzystać w celu zdobycia przewagi inwestycyjnej, rozumianej jako szansa na przewidzenie tego, czy obszary charakteryzujące się niższymi cenami nieruchomości wykazują tendencję do zrównania się ich poziomem z obszarami odznaczającymi się wyższą cennością. Taka informacja może posłużyć jako impuls do nabycia nieruchomości na rynku, dla którego przewiduje się wyższą dynamikę cen, a co za tym idzie – uzyskania w przyszłości ponadprzeciętnego zysku z ewentualnej sprzedaży nieruchomości. Dokładnie ten sam mechanizm pozwoli uniknąć podjęcia decyzji o nabyciu nieruchomości w lokalizacjach cechujących się niższymi stopami zwrotu. Przykładowo w jednym z badań (Gnat, 2014) wykazano, że w analizowanym wówczas okresie miała miejsce konwergencja cen lokali mieszkalnych w satelickich miastach aglomeracji szczecińskiej. Z kolei inne badanie (Gnat 2017) wykazało, że poziom wyrównywania się cen przebiegał w różny sposób w zależności od fazy cyklu koniunkturalnego występującego na rynku.

Pojęcie *konwergencji* w sferze ekonomii wywodzi się z badań nad „wyrównywaniem się poziomów rozwoju gospodarczego w wyniku wieloletnich stóp wzrostu gospodarek” (Lis, 2013, s. 195). Prekursorami badania konwergencji światowych gospodarek są Barro i Sala-i-Martin (m.in. 1992). W polskiej literaturze dużo miejsca badaniu konwergencji dochodowej poświęcają między innymi: Batóg (Batóg, Batóg, 2006a, 2006b) i Lis (2008). Badaniami nad konwergencją krajów zajmują się także inni autorzy (m.in. Próchniak, Rapacki, 2007). Badania konwergencji przenoszone były również na inne obszary niż rozwój gospodarczy. Zajmowano się też konwergencją mediów (Drożdż, 2008) czy rynku pracy (Misiak, Tokarski, Włodarczyk, 2011).

Jak stwierdza Batóg (2010, s. 44), konwergencja jest pojęciem, które może być rozumiane szerzej i oznaczać „zbieżność wartości danego zjawiska do jego poziomu uznawanego za punkt odniesienia, będący swoistą wartością normatywną”. Przenosząc tak skonstruowaną definicję na obszar rynku nieruchomości, za konwergencję cen można uznać proces, w ramach którego następuje zbieżność cen nieruchomości w analizowanych rynkach lokalnych do wartości normatywnych, za które w tym przypadku (patrząc przez pryzmat inwestowania w nieruchomości) można uznać najwyższe ceny notowane na konkretnym rynku lokalnym czy też stopy zwrotu na nich występujące. W literaturze odnaleźć można szereg typów konwergencji grupowanych ze względu na różne kryteria. Z punktu widzenia przeprowadzonego badania istotne jest kryterium rodzaju stosowanej metody badawczej. W tym przypadku wyróżnia się między innymi konwergencję:

- typu β ,
- typu σ ,
- typu α .

Badanie konwergencji typu β opiera się na analizie regresji, typu σ – na analizie dyspersji, z kolei w przypadku konwergencji typu α bada się relacje współczynników kierunkowych trendów wyznaczonych dla skrajnych obserwacji w każdym okresie (Lis, 2013, s. 218).

We wcześniejszych badaniach (Gnat, 2014, 2017) skupiono się na badaniu konwergencji cen. Jednak samo wyrównywanie się cen lub jego brak nie determinuje w sposób całkowity tego, czy inwestowanie na rynku o niższych cenach pozwoli uzyskać wyższy zysk. Na upodabnianie się rynków (zwłaszcza w kontekście inwestowania) warto także spojrzeć przez pryzmat kształtowania się oraz ewentualnego wyrównywania stóp zwrotu. W artykule zaproponowano zastosowanie metod służących badaniu występowania wskazanych powyżej typów konwergencji do określenia tego, czy stopy zwrotu na kilku lokalnych rynkach nieruchomości (stanowiących dzielnice administracyjne stolicy Pomorza Zachodniego) wykazują skłonność do konwergencji. Kontynuując wcześniejsze badania, na badanie występowania zbieżności stóp zwrotu nałożono jeszcze dodatkowy pryzmat w postaci uwzględnienia faz cyklu koniunkturalnego. Celem tego zabiegu jest określenie tego, czy konwergencja lub dywergencja (zjawisko przeciwne) stóp zwrotu zależą od tego, czy rynek znajduje się w okresie wzrostów, czy spadków cen. Obszar badawczy stanowić będzie miasto Szczecin, dla którego zidentyfikowano ceny transakcyjne lokali mieszkalnych w okresie od 2006 roku do trzeciego kwartału 2016 roku (dane zagregowano w ujęciu kwartalnym).

1. Konwergencje typu α , β i σ

Jak już wcześniej wspomniano, istnieje szereg metod badawczych służących badaniu konwergencji. W opracowaniu wykorzystano trzy różnorodne podejścia: konwergencję typu α , β i σ . Testowanie występowania α -konwergencji polega na porównaniu współczynników kierunkowych trendów dla logarytmów wartości analizowanego zjawiska. Trendy szacuje się dla maksymalnych i minimalnych wartości w każdym okresie t . Obserwacje te dla poszczególnych okresów nie muszą być wartościami dla tego samego obiektu. Trendy te nazywa się trendami brzegowymi:

$$\ln\left(\max_i Y_{it}\right) = \alpha_{1\max}t + \alpha_{0\max} + \xi_{\max t} \quad (1)$$

$$\ln\left(\min_i Y_{it}\right) = \alpha_{1\min}t + \alpha_{0\min} + \xi_{\min t} \quad (2)$$

gdzie:

$\max Y_{it}$ – wartości największe analizowanego zjawiska osiągnęte przez obiekty w poszczególnych okresach badania konwergencji,

$\min Y_{it}$ – wartości najmniejsze analizowanego zjawiska osiągnęte przez obiekty w poszczególnych okresach badania konwergencji,

$\alpha_{1\max}, \alpha_{0\max}$ – parametry liniowego trendu dla wartości maksymalnych,

$\alpha_{1\min}, \alpha_{0\min}$ – parametry liniowego trendu dla wartości minimalnych,

$\xi_{\max t}, \xi_{\min t}$ – składniki losowe trendów.

W sytuacji, gdy oceny parametrów kierunkowych są statystycznie istotne i zachodzi nierówność:

$$\hat{\alpha}_{1\max} < \hat{\alpha}_{1\min} \quad (3)$$

mówi się, że występuje α -konwergencja.

Konwergencja typu β dzieli się na konwergencję absolutną i warunkową. Konwergencja absolutna oznacza sytuację, w której gospodarki o niższym poziomie rozwoju wykazują skłonność do szybszego rozwoju niż te o wyższym jego poziomie. Pomiar tego rodzaju konwergencji dokonywany jest za pomocą współczynnika β występującego w równaniu regresji (4):

$$\gamma_{i,t_0,t_0+T} = \alpha - \beta \ln(Y_{i,t_0}) + \xi_{i,t} \quad (4)$$

gdzie:

$$\gamma_{i,t_0,t_0+T} = \frac{\ln\left(\frac{Y_{i,t_0+T}}{Y_{i,t_0}}\right)}{T},$$

Y_{i,t_0} – poziom analizowanego zjawiska (stopa zwrotu na rynku lokalnym) w i -tym obiekcie (dzielnicy miasta) w czasie t_0 (kwartale początkowym),

Y_{i,t_0+T} – poziom analizowanego zjawiska w czasie $t_0 + T$ (kwartale końcowym),

T – długość przedziału empirycznej weryfikacji zjawiska konwergencji,

α, β – parametry modelu,

$\xi_{i,t}$ – składnik losowy.

Interpretacja parametrów szacowanego modelu skupia się na parametrze β . Jeśli okaże się on dodatni i statystycznie istotny, mówi się, że obiekty wykazują absolutną β -konwergencję.

Ostatnim typem wykorzystanej w badaniu konwergencji jest σ -konwergencja. Mówi się, że grupa obiektów jest zbieżna w sensie σ , jeśli dyspersja analizowanego dla nich zjawiska (przeciętnych cen nieruchomości) wykazuje tendencję spadkową. Najprostszym sposobem potwierdzenia występowania σ -konwergencji jest prawdziwość nierówności:

$$\sigma_{\ln Y_{t_0}} - \sigma_{\ln Y_{t_0+T}} > 0 \quad (5)$$

gdzie:

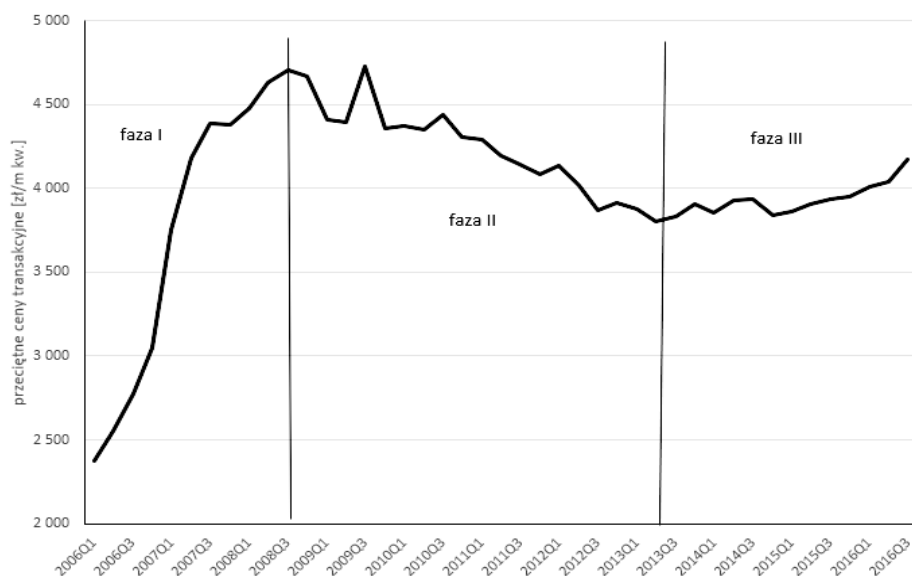
$\sigma_{\ln Y_{t_0}}$ – odchylenie standardowe badanego zjawiska w analizowanej grupie obiektów w okresie t_0 ,

$\sigma_{\ln Y_{t_0+T}}$ – odchylenie standardowe badanego zjawiska w analizowanej grupie obiektów w okresie $t_0 + T$.

2. Badanie zjawiska konwergencji stóp zwrotu na rynkach lokali mieszkalnych w dzielnicach Szczecinie

Na rysunku 1 przedstawiono kształtowanie się średnich cen transakcyjnych w poszczególnych kwartałach analizowanego okresu. Analiza kształtowania się średnich cen posłużyła do wyodrębnienia faz cyklu koniunkturalnego. Z danych zobrazowanych na rysunku można dostrzec występowanie trzech różnych okresów kształtowania się średnich cen. Pierwszy okres to czas bardzo dynamicznego wzrostu cen. Był to okres od początku roku 2006 do trzeciego kwartału roku 2008, czyli wybuchu światowego kryzysu finansowego (na potrzeby badania okres ten nazwano fazą I). Okres drugi to czas korekty cen trwający do połowy roku 2013 (faza II w badaniu). Trzeci okres trwał od drugiej połowy 2013 roku do końca analizy, czyli trzeciego kwartału 2016 roku (faza III). Tak wyraźnie wyróżniające się tendencje stanowią tło dla badania konwergencji stóp zwrotu na rynkach lokali mieszkalnych w dzielnicach Szczecina.

Rysunek 1. Przeciętne jednostkowe ceny transakcyjne lokali mieszkalnych w Szczecinie w poszczególnych kwartałach lat 2006–2016

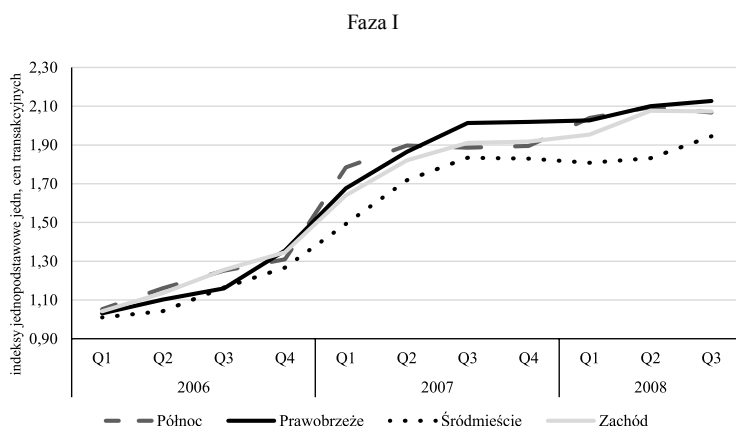


Źródło: opracowanie własne.

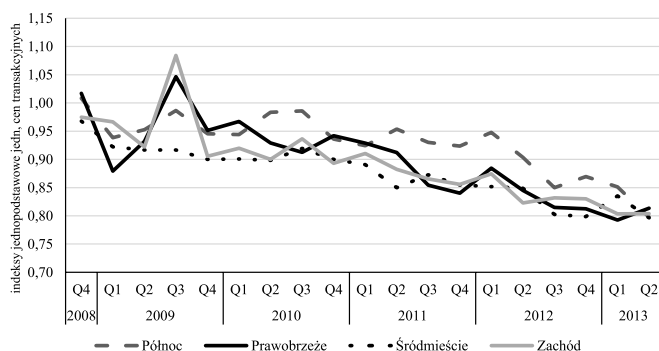
Na podstawie zebranych danych dotyczących średnich kwartalnych cen transakcyjnych występujących w czterech dzielnicach administracyjnych Szczecina, notowanych w latach 2006–2016, obliczono przeciętne (dla poszczególnych dzielnic) stopy zwrotu rozumiane jako indeksy jednopodstawowe. W Szczecinie wyróżnia się cztery jednostki administracyjne: Śródmieście, Zachód, Północ oraz Prawobrzeże. Głównym celem badania jest poszukiwanie odpowiedzi na pytanie, czy stopy zwrotu dla poszczególnych dzielnic wykazują cechy konwergencji, czy dywergencji, oraz czy występowanie tego zjawiska uzależnione jest od tego, czy rynek pod względem cen znajduje się w fazie wzrostowej, czy spadkowej.

Na rysunku 2 przedstawiono kształtowanie się stóp zwrotu w poszczególnych dzielnicach z uwzględnieniem faz rynku ustalonych na podstawie danych dla całego miasta Szczecina. Jak można zaobserwować na rysunku, w pierwszej wyodrębnionej fazie rynku stopy zwrotu dla poszczególnych dzielnic wykazują podobne tendencje, jednak nie przebiegają w sposób całkowicie zbieżny. Większe różnice przyrostów jednopodstawowych uwiadcniają się dla fazy II, a jeszcze bardziej widoczne są w ostatniej analizowanej fazie rynku. W toku badania ustalone zostanie, czy w poszczególnych fazach występowała konwergencja stóp zwrotu. Dzięki wykorzystaniu kilku podejść służących badaniu konwergencji możliwe będzie uzyskanie bardziej jednoznacznych i wiarygodnych wniosków.

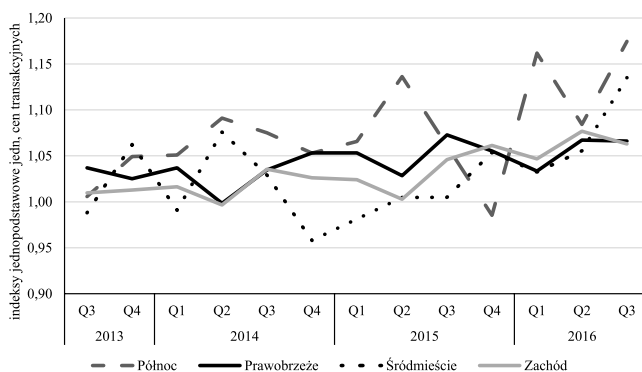
Rysunek 2. Kwartalne stopy zwrotu (kwartał bazowy = 1) na rynku lokali mieszkalnych w poszczególnych dzielnicach Szczecina, z uwzględnieniem wyszczególnionych faz rynku



Faza II



Faza III



Źródło: opracowanie własne.

2.1. Testowanie α -konwergencji

Dla każdego analizowanego kwartału w poszczególnych fazach określono maksymalne i minimalne wartości logarytmów stóp zwrotu rozumianych jako indeksy jednopodstawowe. Na podstawie tych wartości oszacowano trendy „brzegowe” (3) i (4) służące testowaniu występowania α -konwergencji. Oceny parametrów kierunkowych trendu wraz z oceną ich statystycznej istotności przedstawione zostały w tabeli 1. Oceny parametrów kierunkowych dla wszystkich oszacowanych modeli trendów brzegowych okazały się statystycznie istotne. W celu określenia tego, czy na analizowanych rynkach występuje zjawisko konwergencji, należy posłużyć się nierównością (3) z uwzględnieniem rozróżnienia okresów spadkowych i wzrostowych. Jeżeli w okresie wzrostowym parametr kierunkowy trendu górnego jest mniejszy

niż trendu dla wartości minimalnych, można mówić o występowaniu konwergencji. W przypadku faz spadkowych o konwergencji będzie można mówić, gdy parametr kierunkowych trendu górnego będzie mniejszy.

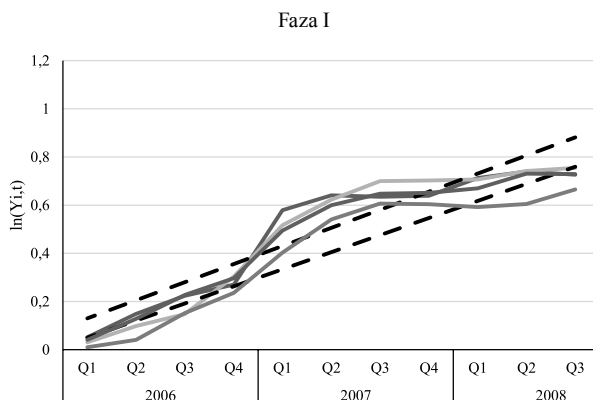
Tabela 1. Wyniki oszacowania parametrów kierunkowych trendów brzegowych w fazach I–III

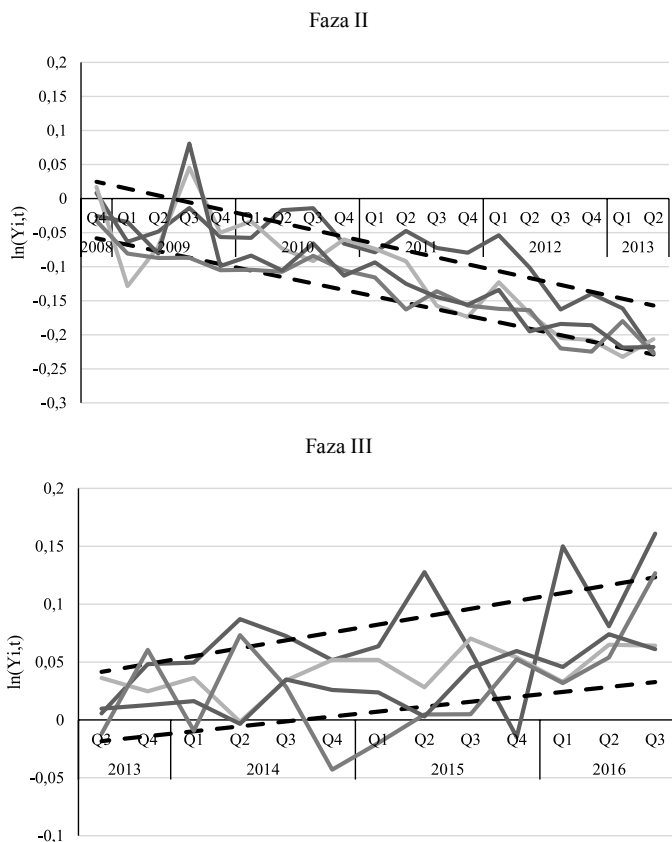
Wyszczególnienie	Faza I		Faza II		Faza III	
	Trend „górny”	Trend „dolny”	Trend „górny”	Trend „dolny”	Trend „górny”	Trend „dolny”
Ocena parametru ($\hat{\alpha}_1$)	0,071	0,075	−0,010	−0,009	0,0068	0,0043
Błąd szacunku $D(\hat{\alpha}_1)$	0,0096	0,008	0,0016	0,0009	0,0019	0,0023
p -value	0,000015	0,00027	$5,9 \times 10^{-6}$	1×10^{-8}	0,011	0,049

Źródło: opracowanie własne.

W fazie pierwszej nierówność (3) została spełniona, a więc można mówić o konwergencji stóp zwrotu. Minimalne kwartalne stopy zwrotu rosły szybciej niż maksymalne. Podobnie w fazie spadkowej. Parametr trendu „górnego” wskazywał na szybsze spadki. Różnica była jednak bardzo niewielka. Dopiero w ostatniej badanej fazie rynku odnotowano dywergencję. Parametr kierunkowy trendu dla wartości maksymalnych był w tym okresie wyraźnie wyższy od analogicznego parametru dla trendu wartości minimalnych. Na rysunku 3 przedstawiono logarytmy stóp zwrotu w poszczególnych dzielnicach Szczecina oraz trendy „brzegowe”.

Rysunek 3. Logarytmy naturalne stóp zwrotu na rynkach lokali mieszkalnych w dzielnicach Szczecina wraz z trendami brzegowymi w poszczególnych fazach rynku





Źródło: opracowanie własne.

2.2. Testowanie absolutnej β -konwergencji

O absolutnej β -konwergencji stóp zwrotu na rynku lokali mieszkalnych w dzielnicach Szczecina będzie można mówić w sytuacji, gdy ocena parametru β (równanie 4) będzie statystycznie istotna i dodatnia. W przypadku faz wzrostowych oznaczać to będzie sytuację, w której niższym początkowym indeksom jednopodstawowym towarzyszy wyższy przeciętny wzrost stóp zwrotu (γ_{i,t_0,t_0+T}). W przypadku fazy spadkowej konwergencja występować będzie wtedy, gdy wyższym wartościom początkowym towarzyszyć będzie silniejszy ich przeciętny spadek. W tabeli 2 przedstawiono wyniki estymacji parametru β w poszczególnych fazach rynku.

We wszystkich trzech fazach rynku oceny parametru β okazały się statystycznie nieistotne. Na podstawie tego narzędzia nie można ocenić tego, czy stopy zwrotu na rynku lokali mieszkalnych w poszczególnych dzielnicach cechują się konwergencją, czy dywergencją.

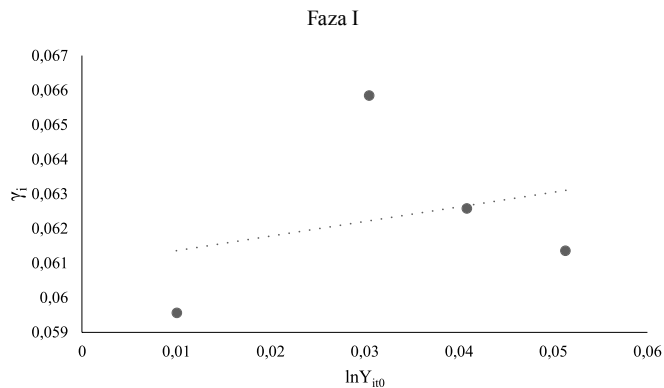
Tabela 2. Wyniki oszacowania parametru β równania (1) w fazach I–III

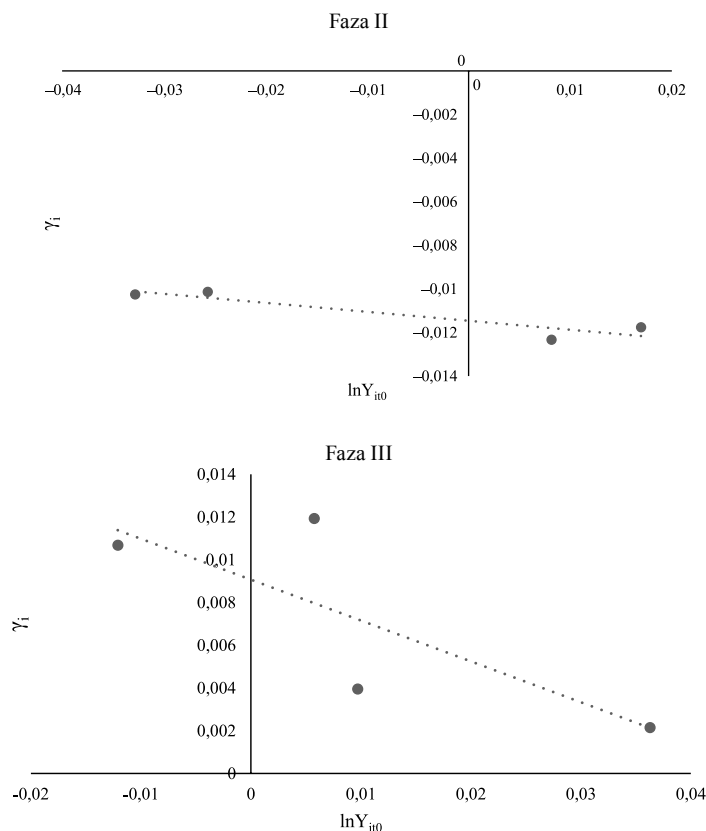
	Faza I	Faza II	Faza III
Ocena parametru ($\hat{\beta}$)	–0,042	0,04	0,19
Błąd szacunku $D(\hat{\beta})$	0,10	0,01	0,11
<i>p-value</i>	0,72	0,08	0,21

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 4 przedstawiono zależność początkowych wartości stóp zwrotu i ich przeciętnej zmiany w analizowanych okresach.

Rysunek 4. Zależność przeciętnej zmiany stóp zwrotu w fazach I–III i logarytmu początkowych dla każdej fazy stóp zwrotu





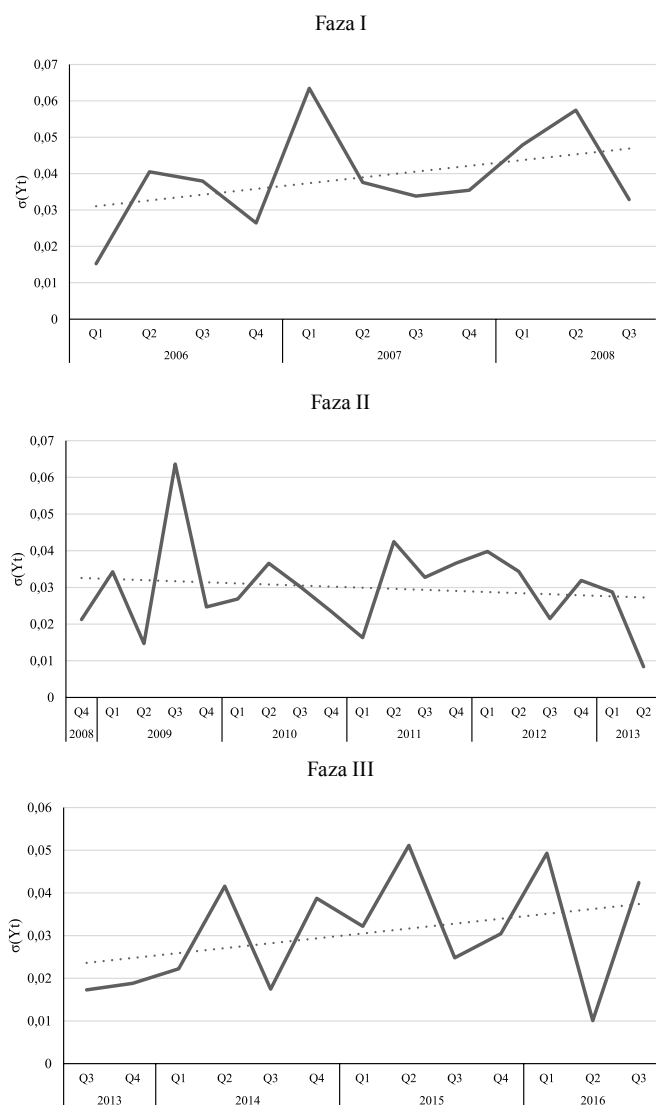
Źródło: opracowanie własne.

2.3. Testowanie σ -konwergencji

W każdej fazie rynku dla każdego z analizowanych kwartałów wyznaczono odchylenia standardowe logarytmów stóp zwrotu notowanych w poszczególnych dzielnicach. Kształtowanie się tych odchyleń przedstawiono na rysunku 5. W przypadku faz wzrostowych, czyli fazy I oraz III, odnotowano występowanie konwergencji typu σ . W fazach tych odchylenie standardowe logarytmów stóp zwrotu wykazywało tendencję wzrostową, co przełożyło się na niespełnienie nierówności (5). Natomiast w przypadku fazy spadkowej nierówność (5) została spełniona, co oznacza występowanie konwergencji. Formalna ocena występowania konwergencji typu *sigma* potwierdza wstępną analizę wzrokową opartą na danych przedstawionych na rysunku 5. Zróżnicowanie cen w fazach I oraz III rosło z czasem, co jest ponownie charaktery-

styczne dla zjawiska przeciwnego konwergencji – dywergencji. W przypadku fazy II sytuacja była odwrotna.

Rysunek 5. Odchylenia standardowe logarytmów naturalnych przeciętnych stóp zwrotu na rynkach lokali mieszkalnych w dzielnicach Szczecina w poszczególnych fazach rynku



Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 3 przedstawiono wartości odchyłeń standardowych logarytmów stóp zwrotu dla pierwszego i ostatniego kwartału w wyszczególnionych fazach rynku.

Tabela 3. Odchylenia standardowe logarytmów kwartalnych stóp zwrotu w pierwszych i ostatnich okresach faz I–III

	Faza I	Faza II	Faza III
$\sigma_{\ln Y_{t_0}}$	0,08	0,08	0,06
$\sigma_{\ln Y_{t_0+T}}$	0,12	0,07	0,09

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

W artykule, który stanowi kontynuację badań na temat występowania konwergencji na rynku lokali mieszkalnych w Szczecinie, zaproponowano zastosowanie pomiaru konwergencji typu α , β , σ w celu wychwycenia zjawiska ujednolicania się stóp zwrotu na rynkach lokali mieszkalnych w dzielnicach administracyjnych Szczecina w latach 2006–2016. W badaniu uwzględniono okresy wzrostów i spadku przeciętnych kwartalnych cen transakcyjnych. Przeprowadzone badanie wykazało, że na przestrzeni blisko jedenastu lat konwergencja stóp zwrotu nie była zjawiskiem powszechnie występującym. Upodabnianie się stóp zwrotu występowało w okresie spadków cen, kiedy to stopy zwrotu w dzielnicach o ich wyższych poziomach spadały szybciej, co można w pewnym stopniu utożsamiać ze zjawiskiem pękania bańki cenowej. Dla najnowszych danych, czyli trzeciej wyspecyfikowanej fazy rynku, odnotowano z kolei dywergencję. Tam, gdzie stopy zwrotu były wyższe, tam rosły szybciej. Dane zebrane z blisko jedenastoletniego okresu pokazują, że lokalne rynki nieruchomości w ostatnim okresie polaryzują się. Nie odnotowano występowania tak zwanych okazji rynkowych, czyli dynamicznego wzrostu stóp zwrotu tam, gdzie początkowo było one mniejsze. Zjawisko to wpisuje się w szerszy kontekst ekonomiczny polaryzacji dochodów i bogactwa.

Literatura

- Barro, R.J., Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100 (2).
- Batóg, J. (2010). *Konwergencja dochodowa w krajach Unii Europejskiej*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- Batóg, J., Batóg, B. (2006a). Analysis of Income Convergence in the Baltic Sea Region. W: J. Batóg (red.), *Baltic Business Development. Regional Development. SME Management and Entrepreneurship*. Szczecin: University of Szczecin, Faculty of Economics and Management.
- Batóg, J., Batóg, B. (2006b). Income Convergence in the European countries. *Empirical Analysis, Folia Oeconomica Stetinensia*, 5 (13).
- Drożdż, M. (2008). Konwergencja mediów – tendencje, modele i konsekwencje. *Studia Medioznawcze*, 3 (34).
- Gnat, S. (2014). *Konwergencja cenowa na lokalnych rynkach nieruchomości w aglomeracji szczecińskiej w latach 2008–2013*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- Gnat, S. (2017). Badanie występowania konwergencji cenowej na rynku lokali mieszkalnych w Szczecinie w latach 2006–2016 z uwzględnieniem faz cyklu koniunkturalnego. *Problemy Rynku Nieruchomości*, 1–2 (47–48), 83–92.
- Lis, Ch. (2008). *Z badań nad poziomem życia w krajach Unii Europejskiej*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- Lis, Ch. (2013). *Wartość dodana brutto i jej znaczenie w procesie akumulacji kapitału w świetle teorii wzrostu i konwergencji*. Szczecin: Volumina.pl.
- Misiak, T., Tokarski, T., Włodarczyk, R.W. (2011). Konwergencja czy dywergencja polskich rynków pracy. *Gospodarka Narodowa*, 7–8 (239–240).
- Próchniak, M., Rapacki, R. (2007). Konwergencja beta i sigma w krajach postsocjalistycznych w latach 1990–2005. *Bank i Kredyt*, 8–9.

STUDY ON CONVERGENCE PF RATES OF RETURN OF RESIDENTIAL PROPERTY MARKET IN SZCZECIN IN 2006–2016 IN MARKET PHASES CONTEXT

Abstract

Convergence means that analyzed objects tend to concur their levels of studied phenomena to normative value. To evaluate convergence mostly means to determine its pace and type. In this paper it is proposed to utilize β -, σ -, α -convergence models on the property market to determine convergence of rates of return. Subject of the analysis were rates of return determined for apartments' prices located in Szczecin districts. Time range of study

was 2006–2016. Periods of price growth and decline were taken into consideration. The main goal of the study is to determine whether districts of Szczecin tend to converge in terms of properties' rates of return during different phases of market development.

Translated by Sebastian Gnat

Keywords: convergence, real estate market analysis

JEL Codes: C38, R30



Alicja Grześkowiak*

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

IDENTYFIKACJA WZORCÓW ZAANGAŻOWANIA W PODNOSZENIE KWALIFIKACJI Z WYKORZYSTANIEM ANALIZY SEKWENCJI

Streszczenie

W artykule przedstawiono problematykę związaną z podejmowaniem aktywności mających na celu podnoszenie umiejętności. W szczególności analizowano przebieg zaangażowania w proces kształcenia przez całe życie w Polsce w kolejnych jednostkach czasu oraz w odniesieniu do takich cech demograficznych, jak płeć i wiek. Jako metodę badawczą zastosowano analizę sekwencji, która umożliwiła identyfikację głównych wzorców zachowań w rozpatrywanym obszarze i wybranym przedziale czasowym. Analizy przeprowadzono na podstawie danych panelowych wyodrębnionych dla lat 2009–2015, pochodzących z ogólnopolskiego badania Diagnoza Społeczna. Otrzymane rezultaty wskazują na wiele negatywnych prawidłowości w zakresie zaangażowania w podnoszenie kwalifikacji.

Słowa kluczowe: podnoszenie kwalifikacji, dane panelowe, analiza sekwencji

Wprowadzenie

W okresie szybkich zmian zachodzących w otoczeniu istnieje konieczność dostosowywania umiejętności do zachodzących przeobrażeń, zwłaszcza w odniesieniu do wymogów rynku pracy, gdzie podnoszenie i dostosowywanie kwalifikacji jest jednym z elementów warunkujących otrzymanie pracy lub jej kontynuację. Realizacja idei kształcenia przez całe życie stała się koniecznością zarówno w od-

* Adres e-mail: alicia.grzeskowiak@ue.wroc.pl

niesieniu do indywidualnego dążenia do poprawy warunków życia i przedłużania aktywności zawodowej, jak i w kontekście potrzeb całych społeczeństw zmierzających do zwiększania wskaźnika zatrudnienia i podnoszenia wieku emerytalnego (Dziechciarz, 2015). Z danych udostępnianych przez Eurostat wynika, że w Polsce w tym obszarze sytuacja jest bardzo niekorzystna, gdyż wskaźnik uczestnictwa osób w wieku 25–64 lata w kształceniu, w czterech tygodniach poprzedzających badanie, wyniósł w 2016 roku 3,7%, czyli aż o 7,1 p.p. mniej niż w całej Unii Europejskiej. Brak aktywności edukacyjnej Polaków skłania do podjęcia dokładniejszych analiz w tym zakresie.

Zasadniczym celem niniejszego opracowania jest poszukiwanie wzorców zachowań dotyczących uczestnictwa w działaniach na rzecz podnoszenia kompetencji w kolejnych jednostkach czasu. Jako metodę analityczną zmierzającą do jego realizacji wybrano analizę sekwencji zdarzeń. Sekwencje zdarzeń stanowią specyficzny typ danych spotykanych w wielu dziedzinach, na przykład medycynie czy analizach biznesowych. Ich analiza ma szereg walorów praktycznych, co czyni ją atrakcyjną dla badaczy (Dong, Pei, 2007, s. 1–5). Sekwencje mogą mieć zarówno charakter chronologiczny, na przykład w odniesieniu do przebiegu kariery zawodowej, jak i nie mieć wymiaru czasowego, przykładowo mogą dotyczyć pojawiania się słów w tekście (Ritschard, 2012). Analiza sekwencji znajduje również zastosowanie w naukach społecznych, przykładowo do wyszukiwania i oceny prawidłowości w zbiorach danych panelowych, i tego rodzaju nurt aplikacyjny jest wykorzystany w niniejszym artykule. Podstawą analiz są dane panelowe pochodzące z Diagnozy Społecznej, dotyczące uczestnictwa respondentów w działaniach mających na celu rozwój umiejętności. W opracowaniu poszukuje się odpowiedzi na następujące pytania: Jakie schematy zachowań edukacyjnych pojawiają się najczęściej? Jak kształtują się prawdopodobieństwa zmian zachowań, w szczególności przejścia od bierności do aktywności edukacyjnej? Czy wzorce zaangażowania w proces uczenia się przez całe życie wykazują różnice ze względu na takie cechy demograficzne, jak płeć i wiek? Wybór tych dwóch potencjalnych determinant zachowań edukacyjnych był uwarunkowany, po pierwsze, specyfiką analizy sekwencji obejmującej swoim zasięgiem kilka lat, w trakcie których inne cechy mogą wykazywać znaczne zróżnicowanie. Po drugie, jak pokazują wyniki badań, czynnikiem o dużym znaczeniu jest wiek (Grześkowiak, 2013, 2015; Strzelecki, Saczuk, Grabowska, Kotowska, 2015, s. 169–170; Turek, Worek, 2015, s. 27).

1. Charakterystyka zastosowanego podejścia analitycznego

Podstawą przeprowadzonych analiz były dane pochodzące z czterech edycji Diagnozy Społecznej – z lat 2009, 2011, 2013 i 2015. Badanie przeprowadzono na podstawie odpowiedzi na pytanie: „Czy osoba uczestniczyła w jakiegokolwiek aktywności związanej z podnoszeniem swoich kwalifikacji zawodowych czy innych umiejętności w ciągu ostatnich 2 lat?” (Rada Monitoringu Społecznego, 2015, s. 6). Odpowiedzi na pytanie miały charakter binarny (tak, nie). Kompletne dane o przebiegu aktywności edukacyjnej we wszystkich rozpatrywanych latach uzyskano dla ponad 10 tys. osób, co stanowi 27,3% jednostek ankietowanych w 2009 roku. Zaangażowanie w podnoszenie kompetencji odniesione zostało także do dwóch cech demograficznych respondentów: płci oraz skategoryzowanego wieku (uwzględniono następujące przedziały: do 29 lat, 30–39 lat, 40–49 lat, 50–59 lat, 60 lat i więcej). Analizę sekwencji wykonano trzykrotnie: dla całego panelu, w podziale na płeć respondentów oraz z uwzględnieniem wieku ankietowanych.

Formalną definicję sekwencji o charakterze dyskretnym podaje Aggarwal (2015, s. 494). Zgodnie z nią można przyjąć, że jednowymiarowa sekwencja $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ o długości n składa się z kategorii cechy w każdej z n jednostek czasu $t_1, t_2, \dots, t_n$. Badanie sekwencji służy wyszukiwaniu informacji o wzajemnych relacjach pomiędzy kolejnymi stanami lub zdarzeniami mającymi miejsce w pewnym przedziale czasu. Obejmuje wiele elementów, wśród których wyróżnić można między innymi tabulację i obliczanie wskaźników opisowych, wizualizację, dokonywanie porównań i grupowań (Kohler, Brzinsky-Fay, Luniak, 2006). W niniejszym opracowaniu wykorzystano jedynie elementarną miarę dotyczącą częstości występowania najpopularniejszych sekwencji oraz wskaźniki przejścia (*transition rates*), które można określić jako prawdopodobieństwa zmiany stanu na j w sytuacji istnienia stanu i . W odniesieniu do rozpatrywanych danych może to oznaczać na przykład zmianę z nieuczestniczenia w kształceniu na sytuację, w której dana osoba deklaruje kształcenie w kolejnej jednostce czasu. Należy zaznaczyć, że wskaźniki przejścia można obliczać ogólnie dla całego panelu lub szczegółowo – dla poszczególnych par lat oddzielnie. Jako dodatkowy wskaźnik zastosowano miarę entropii Shanonna (zob. np. Rényi, 1961):

$$H(p_1, p_2, \dots, p_k) = -\sum_{i=1}^k p_i \log_2(p_i), \quad (1)$$

gdzie:

p_i – prawdopodobieństwo stanu i ,

k – liczba stanów.

Wartość zero jest osiągana, gdy wszystkie obserwacje należą do tego samego stanu, a wartość maksymalna, jeżeli są rozłożone równomiernie.

Przeprowadzenie analizy sekwencji wymaga stosownego oprogramowania. Rozbudowanym i zaawansowanym narzędziem w tym obszarze jest pakiet TraMineR programu R (Gabadinho, Ritschard, Müller, Studer, 2011) umożliwiający wszechstronną analizę sekwencji oraz oferujący różne metody wizualizacji, które są bardzo użyteczne w przypadku rozpatrywania dużych zbiorów danych i mnogości możliwych kombinacji zdarzeń. Wszystkie obliczenia, których wyniki są prezentowane w niniejszym artykule, wykonano, stosując wspomniany pakiet, którego dokładny opis podają Gabadinho, Ritschard, Studer i Müller (2009). Zastosowano także dostępną w nim technikę graficznego przedstawiania częstości i składu sekwencji w celu zobrazowania różnic dla różnych grup wiekowych.

2. Analiza sekwencji dla całego panelu

W pierwszej kolejności przeprowadzono analizę sekwencji dla całego wyodrębnionego panelu, bez uwzględniania podziału według cech demograficznych. W tabeli 1 zestawiono sekwencje, dla których częstości przekroczyły 1%. Najczęstszą sekwencją, co nie jest wynikiem zaskakującym w świetle sytuacji w zakresie uczestnictwa w kształceniu ustawicznym w Polsce, jest brak udziału w aktywnościach mających na celu podnoszenie kwalifikacji w całym rozpatrywanym okresie (78,58%). Kolejne wzorce o największych częstościach to podnoszenie kompetencji w latach wcześniejszych, a następnie zaniechanie tego procesu (sekwencje 2–4). Warto również podkreślić istnienie grupy osób nieustająco podnoszących swe umiejętności, której odpowiada sekwencja 5 (1,87%). Za negatywną tendencję należy uznać fakt, że większość najczęstszych sekwencji kończy się kategorią „nie”, co oznacza niesprzyjający kierunek zmian w obszarze uczenia się przez całe życie.

Tabela 1. Najczęstsze sekwencje i ich częstości w całym panelu

Lp.	Sekwencja	%
1	2	3
1.	Nie → Nie → Nie → Nie	78,58
2.	Tak → Nie → Nie → Nie	5,34
3.	Tak → Tak → Nie → Nie	2,31
4.	Nie → Tak → Nie → Nie	2,14

1	2	3
5.	Tak → Tak → Tak → Tak	1,87
6.	Nie → Nie → Tak → Nie	1,74
7.	Tak → Tak → Tak → Nie	1,60
8.	Nie → Nie → Nie → Tak	1,33
9.	Inne sekwencje	5,09

Źródło: obliczenia własne.

O niekorzystnej sytuacji świadczą też wskaźniki przejścia (tranzycji) zawarte w tabeli 2, które dotyczą całego panelu i wszystkich rozpatrywanych lat ujętych łącznie.

Tabela 2. Macierz wskaźników przejścia dla całego panelu i wszystkich lat łącznie

Sytuacja wcześniejsza	Sytuacja późniejsza	
	→ Tak	→ Nie
Tak →	0,45	0,55
Nie →	0,04	0,96

Źródło: obliczenia własne.

Wartości na głównej przekątnej macierzy zawartej w tabeli 2 wskazują na bardzo dużą stabilność sytuacji braku aktywności edukacyjnej, dla której prawdopodobieństwo niezajścia zmiany w kolejnym okresie kształtuje się na poziomie 0,96. Z kolei duże szanse związane są z przejściem od uczestnictwa w kształceniu do braku tego rodzaju aktywności – prawdopodobieństwo takiej zmiany wynosi aż 0,55. Ciekawych informacji dostarczają analogiczne wskaźniki obliczone dla zmian pomiędzy poszczególnymi latami (tab. 3).

Tabela 3. Wskaźniki przejścia dla całego panelu i kolejnych par lat

Zmiana/sytuacja początkowa	Sytuacja końcowa	
Zmiana 1 (2009 → 2011)	→ Tak (2011)	→ Nie (2011)
(2009) Tak →	0,46	0,54
(2009) Nie →	0,05	0,95
Zmiana 2 (2011 → 2013)	→ Tak (2013)	→ Nie (2013)
(2011) Tak →	0,48	0,52
(2011) Nie →	0,04	0,96
Zmiana 3 (2013 → 2015)	→ Tak (2015)	→ Nie (2015)
(2013) Tak →	0,41	0,59
(2013) Nie →	0,03	0,97

Źródło: obliczenia własne.

Wprawdzie różnice nie są duże, ale daje się zauważyć pewne prawidłowości. Po pierwsze, systematycznie maleje prawdopodobieństwo podjęcia kształcenia ustawicznego przez osoby, które w poprzednim analizowanym okresie nie podnosiły swych kwalifikacji (wynosiło ono kolejno: 0,05; 0,04; 0,03), co oznacza utrwalanie się negatywnych wzorców. Po drugie, należy zwrócić uwagę na wyższe prawdopodobieństwo zmiany z „tak” na „nie” dla ostatniej rozpatrywanej pary lat w porównaniu do zmian sytuacji w okresach wcześniejszych. Według najnowszych dostępnych danych 59% osób deklarujących aktywność edukacyjną w badaniu w 2013 roku zaniechało jej podejmowania w kolejnych dwóch latach. Analogiczne wskaźniki dla lat wcześniejszych kształtowały się na niższym poziomie (54 oraz 52%).

Ostatnią z zastosowanych miar służących ocenie kształtowania się partycypacji w uczeniu się przez całe życie jest entropia Shannona, której wartości dla rozpatrywanych lat zestawiono w tabeli 4.

Tabela 4. Wartości entropii Shannona dla całego panelu dla lat 2009, 2011, 2013 i 2015

Rok	Entropia
2009	0,58
2011	0,48
2013	0,43
2015	0,35

Źródło: obliczenia własne.

Malejące wartości entropii wskazują na coraz mniejsze zróżnicowanie respondentów pod względem deklarowania uczestnictwa w aktywnościach związanych z podnoszeniem umiejętności. Zjawiskiem zdecydowanie niekorzystnym jest to, że zmiany entropii mają swe źródło w coraz to niższym odsetku osób rozwijających kompetencje.

3. Analiza sekwencji z uwzględnieniem płci respondentów

W rozpatrywanym panelu większość stanowiły kobiety (około 60%), udział mężczyzn oscylował wokół 40% (4016 obserwacji). Najczęstsze wykryte sekwencje dotyczące uczestnictwa w podnoszeniu kwalifikacji w podziale na płeć zestawiono w tabeli 5.

Tabela 5. Najczęstsze sekwencje i ich częstości w podziale na płeć

Mężczyźni		Kobiety	
Sekwencja	%	Sekwencja	%
Nie → Nie → Nie → Nie	77,5	Nie → Nie → Nie → Nie	79,5
Tak → Nie → Nie → Nie	5,91	Tak → Nie → Nie → Nie	4,86
Nie → Tak → Nie → Nie	2,67	Tak → Tak → Nie → Nie	2,18
Tak → Tak → Nie → Nie	2,46	Tak → Tak → Tak → Tak	2,01
Tak → Tak → Tak → Tak	1,70	Nie → Tak → Nie → Nie	1,89
Tak → Tak → Tak → Nie	1,61	Nie → Tak → Nie → Nie	1,68
Nie → Tak → Nie → Nie	1,56	Tak → Tak → Tak → Nie	1,59
Nie → Nie → Nie → Tak	1,28	Nie → Nie → Nie → Tak	1,37
Inne sekwencje	5,28	Inne sekwencje	4,95

Źródło: obliczenia własne.

Najpowszechniejszym wzorcem zachowań jest nieuczestniczenie w procesie kształcenia ustawicznego, przy czym sekwencja samych negatywnych odpowiedzi odznaczała się nieco wyższą częstością wśród kobiet niż wśród mężczyzn. Z kolei w grupie kobiet częściej pojawiała się sekwencja świadcząca o ciągłym zaangażowaniu w podnoszenie umiejętności (same odpowiedzi „tak”) – takie systematyczne działania na rzecz podnoszenia kwalifikacji deklarowała co 50 kobieta oraz wskazywał co 59 mężczyzna. Zwraca uwagę rzadkie występowanie sekwencji kończących się pozytywnym stwierdzeniem. Wśród najczęstszych wzorców zachowań zaledwie w dwóch stwierdzono odpowiedź „tak” odnoszącą się do najnowszego badania. W obu grupach dotyczy to tych samych schematów zachowań: albo permanentnego zaangażowania w kształcenie, albo braku uczestnictwa w latach wcześniejszych i zmiany w ostatnim analizowanym okresie.

Ogólne wskaźniki przejścia (tab. 6) pozwalają zauważyć, że nie ma różnic w prawdopodobieństwach zmiany postaw osób, które nie uczestniczą w kształceniu ustawicznym – szansa na zmianę zachowania wynosi około 4% zarówno w przypadku kobiet, jak i mężczyzn. Nieco odmiennie przedstawiają się rezultaty w przypadku osób, które biorą udział w rozwijaniu kompetencji. Wśród kobiet odnotowuje się większe prawdopodobieństwo (0,47) niż dla mężczyzn (0,43), że w kolejnym okresie aktywność edukacyjna zostanie zachowana.

Tabela 6. Wskaźniki przejścia dla wszystkich lat łącznie w podziale na płeć

Sytuacja wcześniejsza	Sytuacja późniejsza			
	→ Tak		→ Nie	
	Mężczyźni	Kobiety	Mężczyźni	Kobiety
Tak →	0,43	0,47	0,57	0,53
Nie →	0,04	0,04	0,96	0,96

Źródło: obliczenia własne.

Porównaniu zaangażowania w kształcenie ustawiczne służyć może także miara entropii Shannona (tab. 7).

Tabela 7. Wartości entropii Shannona w podziale na płeć dla lat 2009, 2011, 2013 i 2015

Rok	Entropia	
	Mężczyźni	Kobiety
2009	0,60	0,56
2011	0,50	0,46
2013	0,42	0,44
2015	0,34	0,35

Źródło: obliczenia własne.

Można zauważyć, że w latach 2009 i 2011 wskaźnik ten był wyższy dla mężczyzn, a w latach kolejnych przyjmował większe wartości w przypadku kobiet, co wskazuje na zmiany tendencji w zachowaniach. Dla obu płci charakterystyczny jest spadek entropii, co związane jest z mniejszym zaangażowaniem w podnoszenie kompetencji i coraz niższym odsetkiem osób podejmujących aktywność edukacyjną.

4. Analiza sekwencji z uwzględnieniem wieku respondentów

Jak nadmieniono we wcześniejszej części opracowania, wiek stanowi jedną z ważnych determinant zaangażowania w podnoszenie kwalifikacji. Z tego względu zdecydowano się dokonać analizy w odniesieniu do wybranych grup wieku, przy czym podziału dokonano według wieku odpowiadającego pierwszej rozpatrywanej fali badania, to jest w 2009 roku. Struktura respondentów należących do panelu była następująca: osoby do 29 roku życia stanowiły 16,5%, 30–39 lat – 15,8%, 40–49 lat – 18,2%, 50–59 lat – 23%, a powyżej 60 roku życia – 26,4%. Wstępna analiza sekwencji zdarzeń pozwoliła stwierdzić, że w ostatnich dwóch grupach wieku występuje bardzo silna domi-

nacja sekwencji *Nie* → *Nie* → *Nie* → *Nie* (odpowiednio: 90,42 oraz 97,4%), a pozostałe sekwencje mają znaczenie marginalne. Z tego względu prezentując najczęstsze sekwencje, uwzględniono trzy najmłodsze grupy wieku (tab. 8).

Tabela 8. Najczęstsze sekwencje i ich częstości w przekroju wybranych grup wieku

Wiek w 2009 roku					
do 29 lat		30–39 lat		40–49 lat	
Sekwencja	%	Sekwencja	%	Sekwencja	%
N → N → N → N	39,3	N → N → N → N	70,22	N → N → N → N	79,13
T → N → N → N	15,4	T → N → N → N	6,62	T → N → N → N	5,0
T → T → N → N	7,9	N → N → T → N	2,97	N → T → N → N	2,25
T → T → T → N	6,5	N → T → N → N	2,90	T → T → N → N	2,20
T → T → T → T	6,2	N → N → N → T	2,78	N → N → T → N	2,14
N → T → N → N	4,8	T → T → N → N	2,71	N → N → N → T	2,14
T → N → T → N	3,3	T → T → T → T	2,71	T → T → T → T	1,48
N → N → T → N	3,0	T → T → T → N	1,45	T → T → T → N	1,04
Inne	13,6	Inne	7,64	Inne	4,62

Z uwagi na oszczędność miejsca zastosowano następujące oznaczenia: T – Tak, N – Nie.

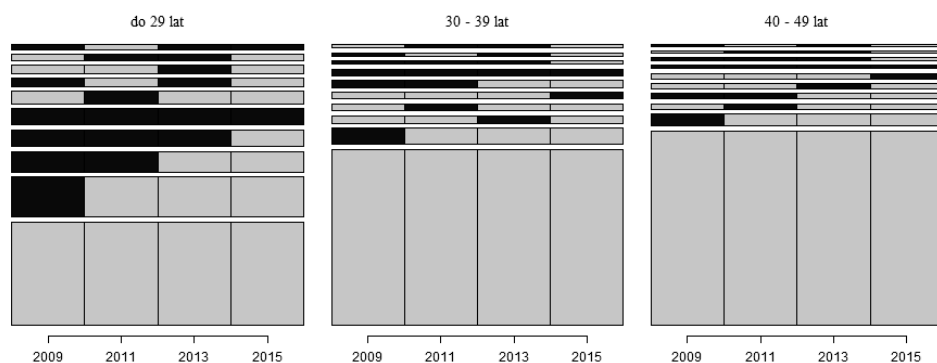
Źródło: obliczenia własne.

W najwyższym stopniu odmienne wzorce związane z zaangażowaniem w proces edukacyjny dotyczą grupy do 29 roku życia. Zdecydowanie rzadziej niż w przypadku pozostałych kategorii pojawia się sekwencja wskazująca na bierność szkoleniową, choć i tak jest to sekwencja najczęstsza, wskazująca, że prawie 40% ludzi młodych nie podejmuje działań na rzecz rozwoju kompetencji. Z drugiej strony w tej grupie częstość sekwencji *Tak* → *Tak* → *Tak* → *Tak* osiąga najwyższy poziom – co 16 najmłodszy uczestnik panelu deklarował ciągle podnoszenie kwalifikacji. Zwraca uwagę bardzo duża różnica, licząca 30,92 p.p., pomiędzy najmłodszą kategorią wieku (do 29 lat) a kolejną (30–39 lat) w odniesieniu do sekwencji odzwierciedlającej całkowity brak zaangażowania w rozwój umiejętności. Warto również podkreślić, że niezależnie od rozpatrywanej kategorii dominująca część sekwencji kończy się stwierdzeniem „Nie”. Oznacza to istnienie niekorzystnej tendencji niepodjęcia lub rezygnacji z uczestnictwa w aktywnościach związanych z uczeniem się przez całe życie, która nie jest specyficzna dla osób w określonym wieku, lecz stanowi całościowy proces o negatywnym charakterze.

Porównywanie rozkładów sekwencji dla wielu kategorii na podstawie tabeli 8 napotyka trudności percepcyjne, które mogą zostać przezwyciężone poprzez zastosowanie odpowiednich technik wizualizacji. Przykładem w tym względzie może

być metoda graficznej prezentacji ujmująca dziesięć najczęstszych sekwencji (rys. 1).

Rysunek 1. Wizualizacja najczęstszych sekwencji dla wybranych grup wieku (kolor jasnoszary – kategoria „Nie”, kolor ciemnoszary – kategoria „Tak”)



Źródło: opracowanie własne.

Przedstawiona wizualizacja pozwala zidentyfikować i porównać najczęstsze schematy zachowań. Wysokość prostokątów jest związana z częstością występowania sekwencji, przy czym są one uporządkowane od najbardziej popularnej u dołu. Odmiennymi kolorami oznacza się kategorie składające się na sekwencje. Dzięki wizualizacji możliwe jest natychmiastowe wskazanie zasadniczych różnic, na przykład dominacji sekwencji *Nie* → *Nie* → *Nie* → *Nie* w grupach 30–39 oraz 40–49 lat. Kolejną prawidłowość to fakt, że jako druga najczęstsza sekwencja pojawia się *Tak* → *Nie* → *Nie* → *Nie* we wszystkich trzech grupach, czyli kształcenie się początkowo, a potem zaniechanie. Interesujący jest też układ sekwencji dla najmłodszej grupy wieku, gdzie każdej kolejnej sekwencji od 2 do 5 odpowiada systematyczne zwiększanie uczestnictwa.

Do oceny zachodzących zmian zastosowano także wskaźniki przejścia (tab. 9), które wskazują, że prawdopodobieństwa modyfikacji zachowań są silnie związane z wiekiem. Im starsze osoby, tym większe szanse, że po okresie aktywności edukacyjnej nastąpi odejście od kształcenia, i tym mniejsze prawdopodobieństwo na podjęcie działań w zakresie podnoszenia kompetencji w sytuacji, gdy wcześniej takiego zaangażowania nie odnotowano.

Tabela 9. Wskaźniki przejścia dla wszystkich lat łącznie w podziale na grupy wieku

Sytuacja wcześ- niejsza	Sytuacja późniejsza									
	→ Tak					→ Nie				
	Wiek w 2009 roku									
	do 29	30–39	40–49	50–59	60+	do 29	30–39	40–49	50–59	60+
Tak →	0,49	0,46	0,41	0,33	0,29	0,51	0,54	0,59	0,67	0,71
Nie →	0,13	0,06	0,04	0,02	0,004	0,87	0,94	0,96	0,98	0,996

Źródło: obliczenia własne.

Miary entropii Shannona (tab. 10) potwierdzają wcześniej sformułowane wnioski o coraz mniejszym zaangażowaniu w kształcenie ustawiczne w kolejnych latach badania, przy czym prawidłowość ta znajduje potwierdzenie dla każdej grupy wieku.

Tabela 10. Wartości entropii w podziale na grupy wieku dla lat 2009, 2011, 2013 i 2015

Rok	Wiek w 2009 roku				
	do 29	30–39	40–49	50–59	60+
	Entropia				
2009	0,99	0,67	0,53	0,28	0,10
2011	0,91	0,57	0,45	0,23	0,085
2013	0,83	0,56	0,39	0,23	0,067
2015	0,67	0,48	0,35	0,17	0,039

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

Przeprowadzona w opracowaniu analiza sekwencji dotyczących uczestnictwa w procesie doskonalenia kwalifikacji pozwala na wskazanie zasadniczych prawidłowości w tym obszarze. Na szczególną uwagę zasługują trzy kluczowe ustalenia. Po pierwsze, najczęstszą sekwencję stanowi najbardziej niepożądany ciąg zachowań, czyli systematyczny brak zaangażowania w kształcenie ustawiczne. Pewne odstępstwo od znacznej dominacji tej reguły nad pozostałymi wystąpiło jedynie w najmłodszej grupie osób. Po drugie, najczęściej pojawiające się wzorce w większości kończą się elementem odzwierciedlającym brak doskonalenia umiejętności, co oznacza regres w tym obszarze w ostatnich latach podlegających badaniu. Potwierdzają to również wskaźniki entropii malejące z każdym rokiem, przy czym ich zmniejszanie się jest powodowane malejącym zaangażowaniem w uczenie się. Po trzecie, stwierdzono, że prawdopodobieństwa zmiany stanu negatywnego (brak

kształcenia) na pozytywny (kształcenie) są małe i znacząco maleją wraz z wiekiem respondentów, natomiast pozostają niezależne od płci. Z kolei szansa na odwrotny kierunek zmiany, czyli przejście od aktywności do bierności, jest nieco mniejsza w przypadku kobiet niż mężczyzn i również jest bardzo silnie powiązana dodatnio z wiekiem.

Analiza sekwencji zdarzeń może stanowić bardzo pomocne narzędzie w śledzeniu zmian zachodzących w kolejnych jednostkach czasu. Pozwala na wychwycenie zasadniczych wzorców oraz ich wizualizację umożliwiającą dokonanie porównań. Wspomagająco w tego rodzaju analizie warto stosować ocenę prawdopodobieństw zmian oraz miary entropii. Dodatkowym atutem jest istnienie stosownego specjalistycznego i ponadto bezpłatnego oprogramowania w postaci pakietu R umożliwiającego wykonanie obliczeń i elementów graficznych.

Literatura

- Aggarwal, C.C. (2015). *Data Mining: The Textbook*. Switzerland: Springer International Publishing.
- Dong, G., Pei, J. (2007). *Sequence Data Mining*. New York: Springer Science & Business Media, LLC.
- Dziechciarz, J. (2015). Pomiar i wycena wiedzy, umiejętności i kompetencji nabytych w formalnych i nieformalnych formach. W: P. Wdowiński (red.), *Nauczyciel akademicki wobec nowych wyzwań edukacyjnych* (s. 25–43). Łódź, Wyd. UŁ.
- Gabadinho, A., Ritschard, G., Müller, N.S., Studer M. (2011). Analyzing and Visualizing State Sequences in R with TraMineR. *Journal of Statistical Software*, 40 (4), 1–37.
- Gabadinho, A., Ritschard, G., Studer, M., Müller, N.S. (2009). *Mining Sequence Data in R with the TraMineR Package: A Users Guide for Version 1.2*. Geneva: University of Geneva. Pobrane z: http://mephisto.unige.ch/pub/TraMineR/doc/1.2/TraMineR-1.2-Users-Guide_.pdf (29.01.2017).
- Grześkowiak, A. (2013). Statystyczna analiza aktywności edukacyjnej osób dorosłych w Polsce. *Ekonometria*, 2 (40), 22–35.
- Grześkowiak, A. (2015). Wielowymiarowa analiza uwarunkowań zaangażowania Polaków w kształcenie ustawiczne o charakterze pozaformalnym. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 384, 108–116.
- Kohler, U., Brzinsky-Fay, C., Luniak, M. (2006). Sequence Analysis with Stata. *The Stata Journal*, 6 (4), 435–460.
- Rada Monitoringu Społecznego (2015). *Diagnoza społeczna. Kwestionariusze i instrukcja 2015*. Pobrane z: www.diagnoza.com (15.06.2017).

- Rényi, A. (1961). On Measures of Entropy and Information. *Proceedings of the fourth Berkeley symposium on mathematical statistics and probability*, 1, 547–561.
- Ritschard, G. (2012). Exploring Sequential Data. W: J.G. Ganascia, P. Lenca, J.M. Petit (red.), *Discovery Science. DS 2012. Lecture Notes in Computer Science* (s. 3–6). T. 7569. Berlin, Heidelberg: Springer.
- Strzelecki, P., Saczuk, K., Grabowska, I., Kotowska, I.E. (2015). Rynek pracy. W: J. Czapieński, T. Panek, *Diagnoza społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków. Raport* (s. 129–173). Warszawa: Rada Monitoringu Społecznego.
- Turek, K., Worek, B. (2015). *Kształcenie po szkole*. Warszawa: PARP.

IDENTIFICATION OF PATTERNS OF THE INVOLVEMENT IN QUALIFICATIONS IMPROVEMENT BY SEQUENCE ANALYSIS

Abstract

The article concerns issues related to activities aimed at the improvement of competences, in particular the involvement in the lifelong learning process in Poland in subsequent time units and in relation to some demographic characteristics such as gender and age. The sequence analysis was used as a research method to identify the main patterns of behavior in the field of interest and in the selected time interval. The analyzes were conducted on the basis of panel data from the years 2009–2015, derived from a nationwide survey entitled Social Diagnosis. The results show a number of negative regularities in terms of the engagement in the improvement of qualifications.

Translated by Alicja Grześkowiak

Keywords: qualifications improvement, panel data, sequence analysis

JEL Codes: J24, C23



Katarzyna Hawran*

Joanna Kowalik**

Uniwersytet Szczeciński

WYKORZYSTANIE METODY WIELOKRYTERIALNEJ DRZEW DECYZYJNYCH W PRZEDSIĘBIORSTWIE PRODUKCYJNYM

Streszczenie

Działanie w niestabilnym otoczeniu i podejmowanie decyzji w warunkach wysokiego ryzyka utrudnia podejmowanie racjonalnych decyzji. Jednak dzięki takiej metodzie jak drzewa decyzyjne czy też innym metodom wielokryterialnym zarówno człowiek, jak i podmiot gospodarczy znacznie lepiej przygotowuje się do podjęcia decyzji.

Artykuł został poświęcony tematyce wykorzystania metody wielokryterialnej drzew decyzyjnych w przedsiębiorstwie produkcyjnym. Celem opracowania jest przedstawienie istoty metody drzew decyzyjnych oraz ich zastosowania na przykładzie firmy produkcyjnej działającej w przemyśle drzewnym.

Słowa kluczowe: drzewa decyzyjne, metody wielokryterialne

Wprowadzenie

Podejmowanie decyzji jest nieodłącznym elementem działalności każdego człowieka. Początkowo dotyczy mało istotnych spraw, jednak z czasem się to zmienia, nasze wybory zaczynają mieć coraz większe konsekwencje, a niekiedy nawet rzutują na resztę życia. Stąd pojawia się pytanie, czym tak naprawdę jest decyzja. Według

* Adres e-mail: kasiahawran@gmail.com

** Adres e-mail: joannakowalik02@gmail.com

Słownika języka polskiego (<https://sjp.pwn.pl>) decyzja to „postanowienie będące wynikiem dokonania wyboru”. Natomiast według Koźmińskiego (1978, s. 14) decyzja to „świadomy, nielosowy wybór jednego z rozpoznawanych i uznanych za możliwe wariantów przyszłego działania”. W związku z tym podejmowanie decyzji nie ogranicza się tylko do spraw *stricte* ludzkich, ale również do działalności gospodarczej. W ramach funkcjonowania firm właściciele czy też osoby zarządzające są zobligowani do podejmowania decyzji każdego dnia. Dotyczą one wielu aspektów, jednak na ogół są podejmowane w warunkach ryzyka i wymagają wnikliwej analizy, która przeprowadzana jest na podstawie dostępnych informacji. Specyfika rynku produkcyjnego przejawiająca się w jego niskiej efektywności i małej płynności inwestycji sprawia, że proces decyzyjny uczestników rynku jest skomplikowany, zagrożony wpływem heurystyk i wystąpieniem błędów poznawczych, a skutki decyzji są na ogół trudne do przewidzenia (Kahneman, Slovic, Tversky, 1982). Proces decyzyjny jest niezwykle skomplikowany, gdyż zależy od wielu determinant i uwarunkowań, nie tylko wynikających z otoczenia rynkowego, ale też jest silnie uzależniony od indywidualnych predyspozycji i cech inwestora. Oprócz czynników o charakterze ekonomicznym istnieją także czynniki psychologiczne wpływające na zachowania uczestników rynku produkcyjnego i decydujące o wyborze miejsca alokacji kapitału (Czechowska, 2014, s. 13–14). Aby usprawnić proces podejmowania decyzji, opracowano szereg metod mających na celu pomoc w dokonaniu właściwego wyboru. W tym opracowaniu szczególna uwaga zostanie poświęcona metodzie drzew decyzyjnych.

1. Metoda drzew decyzyjnych

Drzewa decyzyjne są graficzną metodą wspomagania procesu decyzyjnego. Jest to jedna z najczęściej wykorzystywanych technik analizy danych. Drzewo składa się z korzenia oraz gałęzi prowadzących z korzenia do kolejnych wierzchołków. Wierzchołki, z których wychodzi co najmniej jedna krawędź, są nazywane węzłami, a pozostałe wierzchołki – liśćmi. W każdym węźle sprawdzany jest pewien warunek dotyczący konkretnej obserwacji i na jego podstawie wybierana jest jedna z gałęzi prowadząca do kolejnego wierzchołka. Klasyfikacja danej obserwacji polega na przejściu od korzenia do liści i przypisaniu do tej obserwacji klasy zapisanej w danym liściu (Przywara, 2007, s. 2). W eksploracji danych i uczeniu maszynowym drzewa decyzyjne są modelami prognozującymi. Są często stosowaną metodą w *data mining*. Używane są w kilku przypadkach (Mulawka, 1996):

- a) redukcji ilości danych poprzez przekształcenie ich do formy zajmującej mniej „miejsca” przy jednoczesnym zachowaniu cech oraz zapewnieniu dokładności rozwiązania problemu;
- b) sprawdzania, czy dane zawierają oddzielne grupy obiektów, takie że te grupy można sensownie interpretować pod kątem teorii;
- c) wykrycia mapowania z niezależnych do zależnych zmiennych, które jest użyteczne przy przewidywaniu wartości zależnej zmiennej w przyszłości.

W *data mining* na drzewa decyzyjne, podobnie jak w teorii decyzji, składają się (Mulawka, 1996):

- korzeń zawierający wszystkie próbki treningowe,
- węzły posiadające pojedynczą cechę lub zespół cech z próbek treningowych,
- liście – ostatecznie uszeregowane według pewnych cech dane z próbek treningowych.

Tworzenie drzewa rozpoczyna się od rozstrzygnięcia, co będzie liściem, a co węzłem oraz doboru dla niego etykiety kategorii lub testu. Jeśli został utworzony węzeł, to poszczególnym wynikom odpowiadają gałęzie prowadzące z tego węzła do poddrzew skonstruowanych zgodnie z tym samym schematem. Konkretnie algorytmy różnią się kryteriami podejmowania wspomnianych wyżej dwóch decyzji: o utworzeniu liścia lub o wyborze testu dla węzła. Schemat konstruowania drzewa decyzyjnego został przedstawiony poniżej (Przywara, 2007, s. 3).

Funkcja buduje – drzewo (P, d, S)

Argumenty wyjściowe:

P – zbiór przykładów etykietowanych pojęcia c ,

d – domyślna etykieta kategorii,

S – zbiór możliwych testów.

Jeśli kryterium stopu (P, S), **to:**

utwórz liść 1;

d_1 = kategoria (P, d);

zwróć 1;

koniec jeśli

utwórz węzeł n

t_n = wybierz-test (P, S)

d = kategoria(P, d)

dla wszystkich $r \in R_{t_n}$ **wykonaj**

$n[r]$ = buduj-drzewo ($P_{t_n}, d, S - \{t_n\}$);

koniec dla:

zwróć n

Kryterium wyboru

Kryterium stopu określa, kiedy ma być zatrzymany proces rozrostu drzewa, czyli kiedy dla pewnego zbioru przykładów nie powstanie kolejny węzeł wewnętrzny, lecz liść. Sytuacja taka nastąpi, gdy:

aktualny zbiór przykładów P jest pusty,

wszystkie przykłady ze zbioru P należą do tej samej kategorii pojęcia c ,

zbiór możliwych do użycia testów S jest pusty.

Kryterium wyboru testu

Kryterium wyboru testu decyduje o złożoności drzewa decyzyjnego. Przy wyborze testu należy zawsze kierować się zasadą, aby zbudować możliwie jak najprostsze drzewo. Popularne stało się wykorzystanie entropii do pomiaru nierównomierności rozkładu kategorii. Bazująca na niej funkcja oceny testu, nazywana przyrostem informacji, jest obliczana w następujący sposób:

$$g_t(P) = I(P) - E_t(P) \quad (1)$$

gdzie:

$E_t(P)$ – entropia zbiorów przykładów P ,

$I(P)$ – informacja zawarta w zbiorze etykietowanych przykładów P .

Entropia jest pewną miarą informacji zawartej w zjawisku, które w przypadkowy sposób może przyjmować n stanów. Oznacza więc także wartość średnią ilości informacji niezbędnej do zapamiętania faktu, że dane zjawisko przyjmuje jeden spośród n dostępnych stanów (Cichosz, 2000).

Korzystniejsze są testy maksymalizujące przyrost informacji, co jest równoznaczne z minimalizacją entropii. Czasami w praktycznym zastosowaniu drzew decyzyjnych istotnym kryterium wyboru testów podczas konstrukcji drzewa, oprócz ich jakości, jest też koszt.

Przycinanie drzew

Przycinanie drzewa polega na zastąpieniu jego wybranych poddrzew przez liście, którym przypisuje się etykietę kategorii najczęściej występującej wśród związanych z nim przykładów. Tego typu uproszczenie spowoduje na ogół pogorszenie dokładności klasyfikacji dla zbioru trenującego, ale może dawać lepsze efekty dla danych spoza tego zbioru. Uzyskane po przycięciu drzewo będzie mniejsze i prostsze, co daje lepszą czytelność dla człowieka, oszczędność pamięci i większą efektywność obliczeniową procesu przez skrócenie ścieżek łączących korzeń drzewa z liśćmi (Libal, 2015, s. 9).

Implementację algorytmów przycinania drzew decyzyjnych można przeprowadzić na kilka sposobów (Przywara, 2007, s. 4):

- a) przycinanie w trakcie wzrostu – jest to przycinanie podczas konstrukcji drzewa, jednak znalezienie kryterium stopu realizującego przycinanie w trakcie wzrostu z dobrymi efektami okazuje się trudne;
- b) przycinanie od środka – jest to zastępowanie przyciętego węzła jednym z jego węzłów potomnych; nie jest wówczas usuwane całe drzewo, a jedynie jego korzeń;
- c) przycinanie proste – jest to zastępowanie przyciętego węzła węzłem zawierającym etykietę klasy-decyzji; jest to stosunkowo prosty mechanizm i bardzo często stosowany.

Oprócz odpowiedniego algorytmu modyfikacji drzewa należy jeszcze zdecydować, w jaki sposób szacowany będzie współczynnik błędu rzeczywistego drzewa, na podstawie którego podejmuje się decyzję o przycięciu poddrzewa. Można wyróżnić dwa główne podejścia (Libal, 2015, s. 12):

1. Przycinanie z oddzielnym zbiorem przycinania – podejście to stosuje się w przypadku, jeśli jest dostępna dostatecznie duża ilość danych, które dzieli się na zbiór trenujący i testujący (np. w stosunku 1/2). Poddzewo jest przycinane, jeżeli po zastąpieniu go liściem nie zwiększy się błąd próbki na zbiorze testującym.
2. Przycinanie na podstawie przykładów trenujących – podejście musi być stosowane, jeżeli nie można sobie pozwolić na podzielenie niewielkiej ilości dostępnych danych na zbiór trenujący i testujący. Dopiero wtedy decyzja o przycięciu może być podejmowana na podstawie różnych heurystycznych oszacowań bazujących wyłącznie na zbiorze trenującym.

2. Zastosowanie drzew decyzyjnych

Drzewa decyzyjne znajdują praktyczne zastosowanie w różnego rodzaju problemach decyzyjnych, szczególnie takich, gdzie występuje dużo rozgałęziających się wariantów, a także w warunkach ryzyka. Wiele algorytmów uczenia się pojęć wykorzystuje drzewa decyzyjne do reprezentacji hipotez. Zgodnie z ogólnym celem uczenia się indukcyjnego dążą one do uzyskania drzewa decyzyjnego klasyfikującego przykłady trenujące z niewielkim błędem próbki i o możliwie niewielkim rozmiarze w nadziei, że takie drzewo będzie miało również niewielki błąd rzeczywisty.

Drzewa decyzyjne znajdują szerokie zastosowanie w (Przywara, 2007, s. 6):

- diagnostyce medycznej,
- przewidywaniu wydajności,
- akceptacji i udzielaniu kredytów.

Proces klasyfikacji z wykorzystaniem drzew decyzyjnych jest efektywny obliczeniowo, ponieważ wyznaczenie kategorii przykładu wymaga w najgorszym razie przetworzenia jednorazowo wszystkich jego atrybutów. Przykładem zastosowania drzew decyzyjnych w klasyfikacji może być działanie przedsiębiorstwa produkcyjnego. Przykład takiego drzewa został przedstawiony na rysunku 1. Odnosi się do firmy produkcyjnej „X” działającej w przemyśle drzewnym, która zastanawia się nad zmianą linii technologicznej produktów. Koszt wprowadzenia nowej technologii to wydatek inwestycyjny rzędu 250 tys. zł, natomiast przedsiębiorstwo może podjąć decyzję o remoncie starej linii technologicznej, co stanowi koszt rzędu 50 tys. zł. Ważną kwestią jest to, iż zainwestowanie w rozwój może spowodować wzrost przychodów o 1 mln zł. Istotnym elementem w podejmowaniu decyzji jest prawdopodobieństwo sukcesu, za który przyjmuje się zwiększenie produkcji (sprzedaży). Prawdopodobieństwo to zostało przedstawione w tabeli 1.

Tabela 1. Wielkość prawdopodobieństwa w przypadku zakupu nowej linii

Zwiększenie produkcji dzięki nowej technologii	Sukces	Porażka
Prawdopodobieństwo	0,9	0,1

Źródło: opracowanie własne.

Została również przewidziana sytuacja, gdy właściciele zdecydują się na remont. Prawdopodobieństwo sukcesu i porażki zostało przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2. Wielkość prawdopodobieństwa w przypadku remontu starej linii

Zwiększenie produkcji dzięki remontowi starej linii	Sukces	Porażka
Prawdopodobieństwo	0,4	0,6

Źródło: opracowanie własne.

Dodatkowo w ramach nowej linii możliwe jest wdrożenie aplikacji, której koszt wynosi 50 tys. zł. Wprowadzenie takiego rozwiązania może się przełożyć na wzrost sprzedaży produktów. Rozkład prawdopodobieństwa wdrożenia aplikacji przedstawiono w tabeli 3.

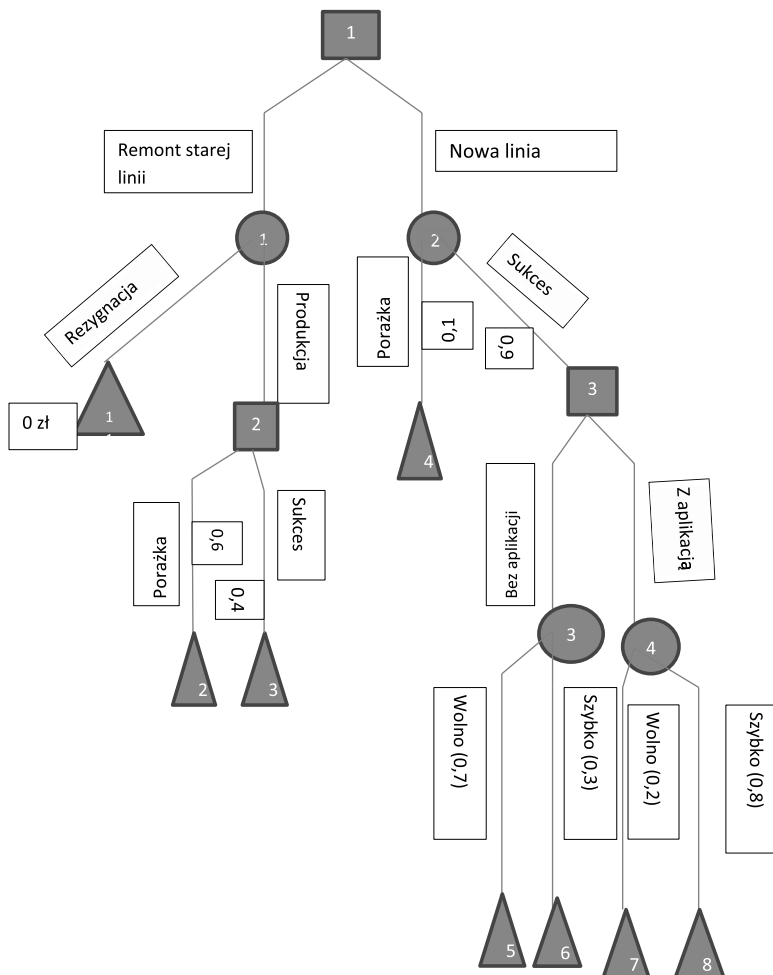
Tabela 3. Wielkość prawdopodobieństwa w przypadku wdrożenia aplikacji

Zwiększenie produkcji	Z aplikacją	Bez aplikacji
Szybkie tempo zwiększenia produkcji	0,8	0,3
Wolne tempo zwiększenia produkcji	0,2	0,7

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie powyższych danych stworzone zostało drzewo decyzyjne, które przedstawiono na rysunku 1.

Rysunek 1. Drzewo decyzyjne w firmie produkcyjnej „X”



Źródło: opracowanie własne

Wyniki są następujące:

Tabela 4. Możliwe opcje wyboru w ramach drzewa decyzyjnego

Trójkąt (węzły końcowe)	Końcowe wpłaty (zł)
1	0 (niepodjęcie działania)
2	–50 tys. (koszt remontu)
3	950 tys. (wielkość przychodów – koszt remontu)
4	–250 tys. (koszt nowej linii)
5	750 tys. (wielkość przychodów – koszt nowej linii)
6	750 tys. (wielkość przychodów – koszt nowej linii)
7	700 tys. (wielkość przychodów – koszt nowej linii – koszt aplikacji)
8	700 tys. (wielkość przychodów – koszt nowej linii – koszt aplikacji)

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Wyniki poszczególnych ścieżek po uwzględnieniu prawdopodobieństwa

Koła (węzły)	Wartość oczekiwana (zł)
4	$(700\ 000 * 0,8) + (700\ 000 * 0,2) = 700\ 000$
3	$(750\ 000 * 0,3) + (750\ 000 * 0,7) = 750\ 000$
2	$(750\ 000 * 0,9) + (-250\ 000 * 0,1) = 650\ 000$
1	$(950\ 000 * 0,4) + (-50\ 000 * 0,6) = 350\ 000$

Źródło: opracowanie własne.

Uzasadnienie decyzji

Optymalna ścieżka decyzji jest wyznaczona przez największe wartości oczekiwane. W podanym przykładzie z obliczeń wynika, iż firma produkcyjna „X” powinna zainwestować w nową linię produkcyjną, ale bez kupowania dodatkowej aplikacji.

Podsumowanie

W teorii podejmowania decyzji drzewo decyzyjne jest określane jako drzewo decyzji i możliwych konsekwencji stanów natury (Copeland, Koller, Murrin, 2000, s. 397). Za jego stosowaniem przemawia relatywna skuteczność oraz jednocześnie

prosta. Jednak wiadomo, że każda metoda ma swoje wady i zalety. Z całą pewnością do jej zalet zaliczyć można także (Przywara, 2007, s. 7):

- a) możliwość reprezentowania dowolnie złożonego pojęcia pojedynczego lub wielokrotnego, jeśli tylko ich definicje da się wyrazić w zależności od atrybutów;
- b) efektywność pamięciową reprezentacji drzewiastej;
- c) czas decyzyjny ograniczony liniowo przez liczbę atrybutów (maksymalna głębokość drzewa);
- d) formę prezentacji czytelną i praktyczną dla człowieka;
- e) łatwe przejście od reprezentacji drzewiastej do reprezentacji regułowej.

Natomiast wady polegają na (Przywara, 2007, s. 7):

- a) testowaniu wartości jednego atrybutu naraz, co powoduje niepotrzebny rozrost drzewa dla danych, gdzie poszczególne atrybuty zależą od siebie (inne metody prezentacji mogą być w tym przypadku o wiele mniej złożone);
- b) kosztowna jest reprezentacja alternatyw pomiędzy atrybutami – znaczny rozrost drzewa (w przeciwieństwie do reprezentacji koniunkcji, która jest zapisywana jako pojedyncza „ścieżka”, czyli droga od korzenia do liścia);
- c) drzewa decyzyjne nie stwarzają łatwej możliwości do ich inkrementacyjnego aktualizowania, algorytmy udoskonalające gotowe już drzewa poprzez zestaw nowych przykładów są bardzo złożone i zazwyczaj wynikiem jest drzewo gorszej jakości niż drzewo budowane od początku z kompletnym zestawem przykładów.

Działanie w niestabilnym otoczeniu i podejmowanie decyzji w warunkach wysokiego ryzyka utrudnia jednak podejmowanie racjonalnych działań. Niemniej dzięki takim metodom, jak drzewa decyzyjne czy też inne metody wielokryterialne, zarówno człowiek, jak i podmiot gospodarczy znacznie lepiej przygotowują się do podjęcia decyzji. Polega to na wzroście prawdopodobieństwa, iż decyzja będzie właściwa.

Literatura

- Bujak, T. (2008). *Drzewa decyzyjne*. Toruń: Wyd. UMK.
- Cichosz, P. (2000). *Systemy uczące się*. Warszawa: WNT.
- Copeland, T., Koller, T., Murrin, J. (2000). *Valuation. Measuring and Managing the Value of Companies*. Inc., New York: John Wiley & Sons.

- Czechowska, K. (2014). Wybrane uwarunkowania podejmowania decyzji inwestycyjnych na rynku nieruchomości – ujęcie behawioralne. *Studia i Prace WNEiZ*, 36 (1), 14–25.
- Kahneman, D., Slovic, P., Tversky, A. (1982). *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases*. New York: Cambridge University Press.
- Koźmiński, A.K. (1978). *Decyzje. Analiza systemowa organizacji*. Warszawa: PWN.
- Libal, U. (2015). *Drzewa decyzyjne, bagging, boosting i lasy losowe*. Pobrane z: <http://urszula.libal.staff.iiar.pwr.wroc.pl> (10.06.2017).
- Mulawka, J. (1996). *Systemy ekspertowe*. Warszawa: WNT.
- Przywara, D. (2007). *Drzewa decyzyjne, metody budowania, zastosowania*. Wrocław: Wyd. Politechniki Wrocławskiej.
- Słownik języka polskiego PWN*. Pobrane z: <https://sjp.pwn.pl/slowniki/decyzja.html> (30.06.2017).

USE OF MULTI-CERTIFICATE METHOD OF DECISION TREE IN PRODUCTION

Abstract

Working in unstable environments and making high-risk decisions makes it difficult to make rational decisions. However, thanks to a method such as decision trees or other multi-criteria methods, both man and business are much better prepared to make decisions, and thus increase the likelihood that the decision is correct.

This article is devoted to the use of multicriteria decision trees in a manufacturing enterprise. The aim of the study is to present and explain the decision tree method and its application as well as to present the results of the research on the example of the production company. The article uses a multi-criteria method, literature review and case study.

Translated by Joanna Kowalik

Keywords: decision trees, multicriteria methods

JEL Codes: C10, D81



Henryk Kowgier*

Uniwersytet Szczeciński

ANALIZA PORÓWNAWCZA WYBRANYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW DEMOGRAFICZNYCH MIAST POLSKICH W LATACH 1964–1988 I 1989–2013

Streszczenie

Celem artykułu jest porównanie dynamiki i struktury zjawisk demograficznych miast polskich w latach 1964–1988 oraz 1989–2013. Aby badane okresy łatwiej było porównywać, przyjęto w obu przypadkach tę samą liczbę 25 lat. Do przeprowadzenia badań wykorzystano dane zaczerpnięte z *Rocznika statystycznego* GUS z 2016 roku. Pierwszy okres dotyczy 25 lat poprzedzających okres przemian ustrojowych w Polsce, drugi zaś obejmuje lata przemian do 2013 roku. Opracowanie kończą stosowne wnioski.

Słowa kluczowe: analiza statystyczna, współczynniki demograficzne

Wprowadzenie

Zjawiska demograficzne dotyczące miast polskich na przestrzeni 50 lat – od 1964 do 2013 – roku miały zróżnicowany przebieg. Od dynamiki struktury demograficznej w dużej mierze zależy rozwój ekonomiczny miast. Związek z ekonomią widać poprzez występowanie istotnej korelacji między rozwojem demograficznym i gospodarczym (Holzer, 1999, s. 12–13). Przedmiotem badań jest zjawisko malejącego przyrostu naturalnego w miastach polskich zaobserwowane w podanych powyżej okresach. Do opracowania danych zaczerpniętych z GUS zastosowano wybrane

* Adres e-mail: kowhenry@interia.eu

metody statystyczne: analizę korelacji, wybrane statystyki opisowe oraz wybrane wskaźniki demograficzne. W pracy analizie zostały poddane następujące wskaźniki i współczynniki charakteryzujące wybrane zjawiska demograficzne: PR – przyrost rzeczywisty ludności w Polsce, LKM – liczba kobiet przypadająca na 100 mężczyzn, R20 – liczba ludności razem (%) poniżej 20 lat, R14 – liczba ludności razem (%) w wieku od 0 do 14 lat, R65 – liczba ludności razem (%) w wieku co najmniej 65 lat, WPR – liczba ludności (%) w wieku produkcyjnym, WDD – współczynnik dynamiki demograficznej, WDO – współczynnik dzietności ogólnej, WRB – współczynnik reprodukcji brutto, PP – liczba ludności w wieku przedprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym, POP – liczba osób w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym, R– liczba ludności razem (niepracujących) na 100 osób w wieku produkcyjnym, PR – przyrost rzeczywisty ludności, WDD – współczynnik dynamiki demograficznej, WDO – współczynnik dzietności (GUS, 2016a), WRB – współczynnik reprodukcji brutto.

1. Analiza statystyczna danych

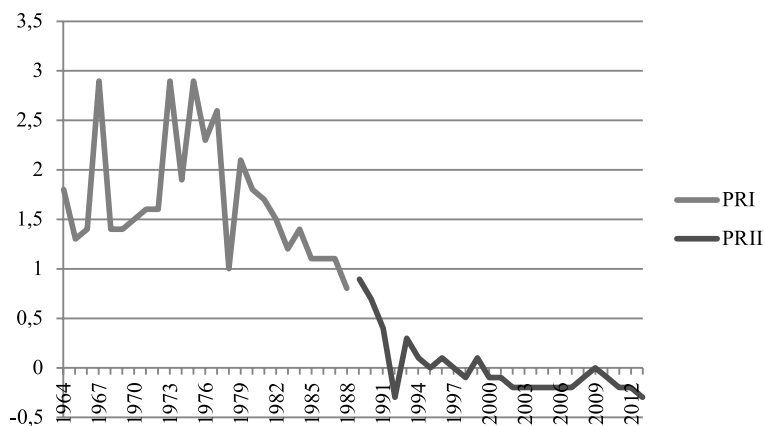
W celu porównania pod względem demografii wymienionych powyżej okresów wykorzystano dane zaczerpnięte z *Rocznika statystycznego* GUS z tablicy: „Rozwój i zmiany w strukturze ludności w latach 1950–2015” (GUS).

Dla odróżnienia zmienne, które dotyczą lat 1964–1988, na rysunkach 1–5 mają dodany symbol „I”, natomiast te, które dotyczą okresu 1989–2013, mają dodany symbol „II”.

Z rysunku 1 wynika, że w porównywanych okresach przyrost rzeczywisty ludności miast polskich był istotnie wyższy w latach 1964–1988 niż w latach 1989–2013, przy czym średni przyrost rzeczywisty w latach 1964–1988 wynosił 1,69 mln, a w okresie 1989–2013 przyjął wartość –0,004 mln. Ponadto w latach 1964–1988 przyrost ten był nieustannie dodatni, zaś w okresie 1989–2013 w większości lat charakteryzował się wartością ujemną. Przyrost rzeczywisty na przestrzeni lat 1964–1988 zmalał z 2,9 mln do 0,8 mln, czyli o 72,41%. Odpowiednio w okresie 1989–2013 zmalał z 0,9 mln, do –0,3 mln, czyli o 133,3%. Przyrost rzeczywisty ludności to suma przyrostu naturalnego ludności oraz salda migracji wewnętrznych i zagranicznych (stałych i czasowych). W przypadku gmin uwzględnia się także saldo przesunięć ludności w wyniku zmian administracyjnych. Oznacza to przyrost roczny, czyli wyrażoną w liczbach absolutnych różnicę między dwoma stanami lud-

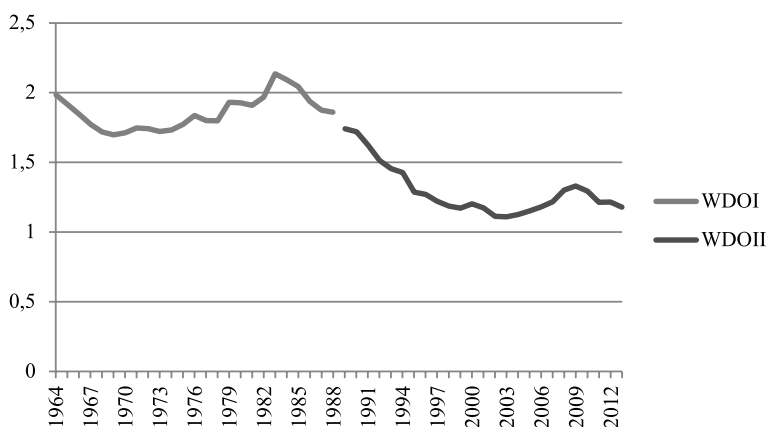
ności w danej gminie na początek i koniec badanego okresu.

Rysunek 1. Porównanie przyrostu rzeczywistego ludności polskich miast w latach 1964–1988 oraz 1989–2013 (mln)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

Rysunek 2. Porównanie współczynników dzietności ogólnej w latach 1964–1988 oraz 1989–2013



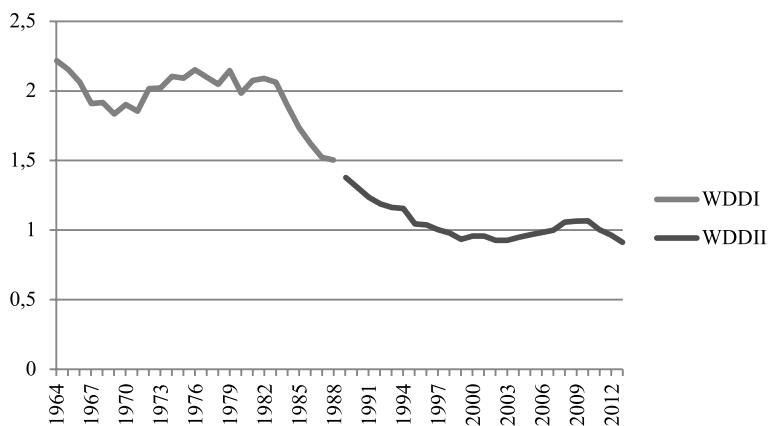
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

Z rysunku 2 wynika, że współczynniki dzietności ogólnej w latach 1964–1988 w zdecydowanej większości przypadków przyjęły wyższą wartość niż w okresie 1988–2013. Średni współczynnik dzietności w pierwszym z badanych okresów wynosił 1,86, zaś w drugim 1,30. Na przestrzeni lat 1964–2013 jedynie w roku 1983, będąc na poziomie 2,137, zapewniał zastępowalność pokoleń. Współczynnik dzietności ogólnej, nazywany też poziomem płodności, to współczynnik określający liczbę urodzonych dzieci przypadających na jedną kobietę w wieku rozrodczym (15–49 lat). Przyjmuje się, iż współczynnik dzietności na poziomie 2,10–2,15 zapewnia zastępowalność pokoleń. Lata 1946–1960 są uważane za okres wyżu kompensacyjnego, a jego przyczyny należy upatrywać w zakończeniu wojny. Po II wojnie światowej w Polsce znacznie więcej było kobiet niż mężczyzn, co zaowocowało większą liczbą urodzeń, które rekompensowały straty wojenne w demografii. W latach 1964–1969 odnotowano spadek dzietności ogólnej, po czym w okresie 1970–1985, który był echem powojennego wyżu demograficznego, dzietność średnio wzrastała, by w latach 1985–1988, które były dla odmiany echem niżu demograficznego z lat sześćdziesiątych, znowu zmaleć. Odbiegający znacznie poziom dzietności ogólnej w latach 1989–2013 w stosunku do okresu 1964–1988 w dużej mierze wynika z przejętego z Europy Zachodniej modelu rodziny – rodzice plus jedno dziecko. Rodzice w tym czasie bardziej stawiali na rozwój kariery zawodowej niż powiększenie rodziny. Barierą hamującą rozwój demograficzny polskich miast w latach 1989–2013 było również dość duże bezrobocie, co nie miało miejsca w PRL-u. Najniższą dzietność w latach 1989–2013 odnotowano w mocno zurbanizowanych województwach centralnej Polski. Należą do nich: mazowieckie, łódzkie, dolnośląskie i śląskie, zaś najwyższą w województwach południowo-wschodniej Polski, gdzie istniały silniejsze więzi rodzinne. Na poziom dzietności ogólnej w dużych miastach wpływ miała także ekonomiczna migracja zewnętrzna ludności do krajów Europy Zachodniej, Skandynawii oraz Stanów Zjednoczonych i Kanady.

Z porównania współczynników dynamiki demograficznej polskich miast wynika, że w każdym roku pierwszego badanego okresu były one wyższe niż w drugim okresie. Średni współczynnik dynamiki demograficznej w latach 1964–1988 wynosił 1,96, a w okresie 1989–2013 kształtował się na poziomie 1,04. Świadczy to o tym, że średnio liczba urodzeń żywych w miastach w latach 1964–1988 była blisko dwukrotnie większa niż liczba zgonów. Natomiast w drugim badanym okresie średnio liczba urodzeń żywych i liczba zgonów były w przybliżeniu takie same. W 1988 roku w stosunku do roku 1964 współczynnik dynamiki demograficznej zmalał o 32,4%. Podobnie w 2013 roku w stosunku do roku 1989 współczynnik dynamiki demograficznej zmalał o 34,13%. Ogólnie w 2013, roku w stosunku do 1964 roku, współczynnik dynamiki demograficznej zmalał o 59,04% i obrazuje zapaść

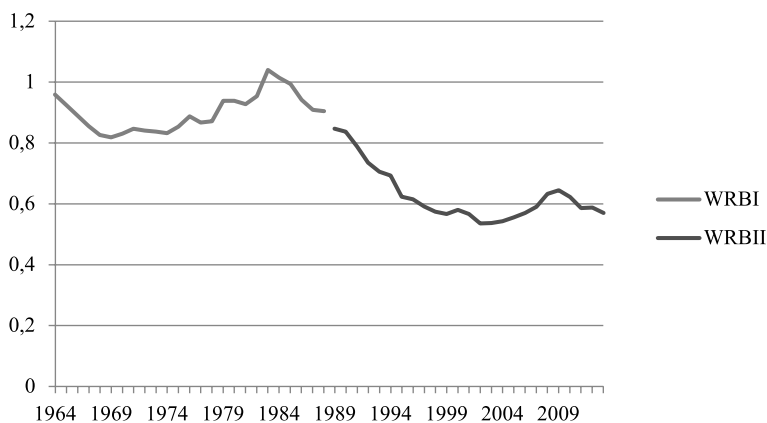
demograficzną. Współczynnik dynamiki demograficznej to stosunek liczby urodzeń żywych w danym okresie (najczęściej jednego roku) do liczby zgonów w tym okresie.

Rysunek 3. Porównanie współczynników dynamiki demograficznej polskich miast w latach 1964–1988 oraz 1989–2013



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

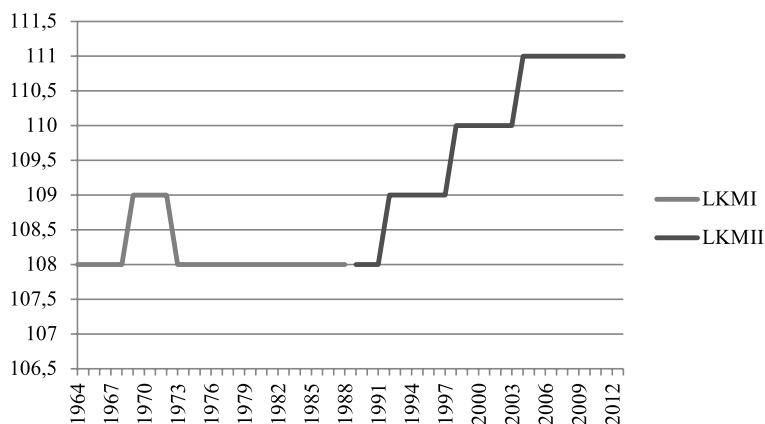
Rysunek 4. Porównanie współczynników reprodukcji brutto dotyczących polskich miast w latach 1964–1988 oraz 1989–2013



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

Z rysunku 4 wynika, że w większości przypadków współczynniki reprodukcji brutto w pierwszym okresie przyjmowały znacznie wyższe wartości niż w drugim badanym okresie. Średni współczynnik reprodukcji brutto w latach 1964–1988 kształtował się na poziomie 0,90, a w latach 1989–2013 przyjmował wartość 0,63. W 1988 roku w stosunku do 1964 roku nastąpił spadek wartości tego współczynnika o 5,6%. Analogicznie w 2013 roku w stosunku do roku 1989 wystąpił spadek współczynnika brutto o 32,5%. Współczynnik reprodukcji brutto oznacza średnią liczbę córek urodzonych przeciętnie przez kobietę przy założeniu, że kobieta, będąc w wieku rozrodczym (15–49 lat), rodzić będzie z częstotliwością, jaką charakteryzują się wszystkie kobiety rodzące w roku, dla którego oblicza się współczynnik. Współczynnik reprodukcji brutto jest iloczynem współczynnika dzietności i wskaźnika wyrażającego udział urodzeń płci żeńskiej w ogólnej liczbie urodzeń żywych.

Rysunek 5. Porównanie liczby kobiet przypadających na 100 mężczyzn w miastach polskich w latach 1964–1988 oraz 1989–2013



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

Z rysunku 5 wynika, że w obu badanych okresach w miastach polskich mieszkało więcej kobiet niż mężczyzn. Średnio na 100 mężczyzn, w pierwszym badanym okresie, przypadało 108 kobiet (tzn. o 8% więcej), a w drugim okresie 110 kobiet (tzn. o 10% więcej).

Tabela 3. Kształtowanie się współczynnika korelacji dotyczące lat 1964–1988

	R20I	R14I	R65I	WPRI
R20I	1,0	<i>0,91</i>	<i>−0,94</i>	−0,98
R14I	<i>0,91</i>	1,0	<i>−0,99</i>	<i>−0,89</i>
R65I	<i>−0,94</i>	<i>−0,99</i>	1,0	<i>0,92</i>
WPRI	<i>−0,98</i>	<i>−0,89</i>	<i>0,92</i>	1,0

Oznaczone współczynniki są istotne z prawdopodobieństwem $p < 0,05$.

Istotne współczynniki korelacji oznaczono boldem i kursywą.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 4. Kształtowanie się współczynnika korelacji dotyczące lat 1964–1988

	PPI	POPI	RI
PPI	1,0	<i>−0,90</i>	<i>0,99</i>
POPI	<i>−0,90</i>	1,0	<i>−0,82</i>
RI	<i>0,99</i>	<i>−0,82</i>	1,0

Oznaczone współczynniki są istotne z prawdopodobieństwem $p < 0,05$.

Istotne współczynniki korelacji oznaczono boldem i kursywą.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 5. Kształtowanie się współczynnika korelacji dotyczące lat 1989–2013

	R20II	R14II	R65II	WPRII
R20 II	1,0	<i>0,98</i>	<i>−0,60</i>	<i>−1,0</i>
R14II	<i>0,98</i>	1,0	<i>−0,71</i>	<i>−0,99</i>
R65II	<i>−0,60</i>	<i>−0,71</i>	1,0	<i>0,60</i>
WPRII	<i>−1,0</i>	<i>−0,99</i>	<i>0,60</i>	1,0

Oznaczone współczynniki są istotne z prawdopodobieństwem $p < 0,05$.

Istotne współczynniki korelacji oznaczono boldem i kursywą.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 6. Kształtowanie się współczynnika korelacji dotyczące lat 1989–2013

	PPII	POPII	RII
PPII	1,00	<i>0,87</i>	<i>1,0</i>
POPII	<i>0,87</i>	1,00	<i>0,90</i>
RII	1,0	<i>0,90</i>	1,00

Oznaczone współczynniki są istotne z prawdopodobieństwem $p < 0,05$.

Istotne współczynniki korelacji oznaczono boldem i kursywą.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Jak wynika z tabel 3–6, wszystkie wyznaczone współczynniki korelacji są istotne statystycznie (Kowgier, 2011, s. 115–116; Bąk, Markowicz, Mojsiewicz, Wawrzyniak, 2002) i przyjmują wysokie wartości [z wyjątkiem R65II i WPRII (0,60) oraz R65II i R200II (–0,60)]. Z tabel 3 i 5 wynika, że odpowiadające sobie zmienne, w obu okresach, miały współczynniki korelacji nieróżniące się co do znaku. Nieco inaczej wygląda sytuacja w przypadku odpowiadających sobie zmiennych w badanych okresach, ujętych w tabelach 4 i 6. Co do znaku różniły się współczynniki korelacji między PPI i POPI oraz PPII i POPII, jak również między POPI i RI oraz POPII i RII. Dokładnie zależność liniowa występowała między R20II a WPRII oraz PPII a RII. Wzrost procentowy liczby osób do 14 oraz 20 roku życia w pierwszym i drugim okresie powodował spadek procentowy liczby osób powyżej 65 roku życia. Współczynniki korelacji między zmiennymi z różnych okresów w zdecydowanej większości przypadków były istotne statystycznie i przyjmowały też na ogół dość wysokie wartości. Na podstawie danych GUS za wiek przedprodukcyjny dla kobiet i mężczyzn przyjęto 0–17 lat, zaś za wiek poprodukcyjny odpowiednio: dla kobiet 60 i więcej lat oraz dla mężczyzn 65 i więcej lat.

Tabela 7. Wybrane podstawowe statystyki opisowe dotyczące lat 1964–1988

	Średnia	Min.	Max.	Odch.stand.	Skośność	Kurtoza
R20I	37,37	33,80	43,00	3,22	0,35	–1,23
R14I	28,37	26,40	33,80	2,30	1,17	0,09
R65I	10,24	7,10	11,7	1,50	–0,84	–0,73
WPRI	53,38	50,4	55,3	1,62	–0,31	–1,22

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 8. Wybrane podstawowe statystyki opisowe dotyczące lat 1964–1988

	Średnia	Min.	Max.	Odch. stand.	Skośność	Kurtoza
PPI	63,6	56,0	79,0	7,66	0,65	–0,83
POPI	23,76	19,0	27,0	2,24	–0,86	–0,45
RI	87,36	81,0	98,0	5,66	0,42	–1,04

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 9. Wybrane podstawowe statystyki opisowe dotyczące lat 1989–2013

	Średnia	Min.	Max.	Odch. stand.	Skośność	Kurtoza
R20II	29,17	23,10	33,60	3,49	–0,39	–1,37
R14II	21,34	16,70	26,50	3,40	0,002	–1,55
R65II	12,98	11,8	13,7	0,56	–0,67	–0,70
WPRII	58,54	54,50	63,40	3,31	0,33	–1,60

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 10. Wybrane podstawowe statystyki opisowe dotyczące lat 1989–2013

	Średnia	Min.	Max.	Odch. stand.	Skośność	Kurtoza
PPII	45,0	32,0	57,0	8,61	–0,22	–1,57
POPII	26,24	24,0	28,0	1,05	–0,52	–0,98
RII	71,32	58,0	83,0	9,51	–0,28	–1,65

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Z porównania informacji zawartych w tabelach 7–10 wynika, że ujemny współczynnik kurtozy występował we wszystkich zmiennych w badanych okresach (z wyjątkiem zmiennej R14I), co świadczy o tym, że wartości cechy były tutaj mniej skoncentrowane wokół wartości średniej, niż ma to miejsce w przypadku rozkładu normalnego. Porównując skośność rozkładu dla zmiennych dotyczących badanych okresów, obserwujemy, że w latach 1964–1988 dla czterech z nich: R14I, R20I, PPI, RI występowała dodatnia asymetria rozkładu, a dla trzech: R65I, WPRI, POPI ujemna asymetria rozkładu. W przypadku okresu 1989–2013 dodatnią asymetrią rozkładu charakteryzowały się zmienne: R14II, WPRII, zaś ujemną asymetrią rozkładu – zmienne R20II, R65II, PPII, POPII, RII. Co do znaku taką samą asymetrię rozkładu miały odpowiadające sobie zmienne: R14I i R14II, R65I i R65II, POPI i POPII. Przeciwną co do znaku asymetrię rozkładu miały zmienne: R20I i R20II,

RI i RII, WPRI i WPRII, PPI i PPII. Odchylenia standardowe (Hozer, 1998) odpowiadających sobie zmiennych w pięciu przypadkach były większe w latach 1989–2013, a w dwóch przypadkach: R65I i R65II oraz POPI i POPII miały większą wartość w okresie 1964–1988. Liczba ludności w wieku co najmniej 65 lat w pierwszym okresie wynosiła średnio 10,24%, natomiast w drugim okresie 12,98%, co świadczy o tym, że społeczeństwo w polskich miastach się starzeje. Porównując liczbę osób w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym otrzymano w zaokrągleniu odpowiednio: 24 osoby w pierwszym okresie oraz 26 osób w drugim okresie, co daje zbliżone wartości. Porównując liczbę osób w wieku przedprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym otrzymano w zaokrągleniu: 64 osoby w pierwszym okresie oraz 45 osób w drugim okresie, co stanowi istotną różnicę. Liczba osób w wieku produkcyjnym wynosiła średnio 53,38% w latach 1964–1988 oraz 58,54% w okresie 1989–2013. Porównując liczbę ludności niepracującej razem na 100 osób w wieku produkcyjnym otrzymano w zaokrągleniu średnio: 87 osób w pierwszym okresie oraz 71 osób w drugim okresie.

Podsumowanie

Reasumując, sytuacja demograficzna polskich miast w okresie 1964–1988 przedstawiała się znacznie lepiej niż w latach 1989–2013, lecz nie na tyle dobrze, aby zapewniała zastępowalność pokoleń. Średni przyrost rzeczywisty w latach 1964–1988 wynosił 1,69 mln, a w okresie 1989–2013 przyjął wartość –0,004 mln. Ujemna wartość średniego przyrostu rzeczywistego związana jest między innymi z migracją ludności miast polskich za granicę w celu polepszenia bytu materialnego oraz zmianą wyznawanego modelu rodziny. Malejąca liczba urodzeń zależy od spadku płodności kobiet i mężczyzn oraz liczby zawieranych małżeństw. W badanych latach zaobserwowano rosnący udział urodzeń pozamałżeńskich, który w roku 2014 wynosił około 25%, w miastach był o kilka procent wyższy, a w niektórych powiatach (miastach) wynosił około 50%. Zmiany płodności i towarzyszący im proces zawierania małżeństw w latach 1989–1999 miały podobny kierunek w Polsce jak zaobserwowane wcześniej w krajach Europy Zachodniej i Północnej (Kotowska, 1999). Tendencja ta utrzymywała się również w latach 2000–2013. W latach 1964–1989 tym, co najbardziej niepokoiło demografów, była wysoka umieralność. Średni współczynnik dzietności ogólnej w pierwszym badanym okresie wynosił 1,86, a w drugim 1,30 i był o 30,1% mniejszy w stosunku do pierwszego okresu. Średni współczynnik dynami-

ki demograficznej w latach 1964–1988 wynosił 1,96, a w okresie 1989–2013 miał wartość 1,04 i był o 46,94% mniejszy w stosunku do pierwszego okresu. Podobnie średni współczynnik reprodukcji brutto w latach 1964–1988 kształtował się na poziomie 0,90, a w drugim okresie przyjął wartość 0,63 i był o 30% mniejszy w stosunku do pierwszego okresu.

Spółeczność miast polskich coraz bardziej się starzeje, jak wynika z porównania danych okresów. Badane zmienne w pierwszym i drugim okresie miały prawostronną i lewostronną asymetrię rozkładu. Ujemny współczynnik kurtozy występował we wszystkich przypadkach z wyjątkiem zmiennej R14I. Między zmiennymi w pierwszym oraz drugim okresie występowały istotne statystycznie współczynniki korelacji. Podobnie między zmiennymi z różnych okresów na ogół zaobserwowano istotne statystycznie współczynniki korelacji. Ważnym czynnikiem mającym wpływ na demografię miast polskich jest również struktura migrantów według płci, miejsca i poziomu wykształcenia przybywających do Polski. Wobec zapaści demograficznej zaobserwowanej szczególnie w latach 1989–2013 oraz toczącej się wojny na Ukrainie do Polski przybyło ponad milion migrantów z Ukrainy, którzy zamieszkali głównie w miastach i stanowili oraz do tej pory stanowią konkurencyjną dla Polaków siłę roboczą. Należy dodać, że wzrost salda różnicy urodzeń i zgonów może także nastąpić na skutek zmniejszenia umieralności spowodowanej chorobami cywilizacyjnymi. Jak wykazano, na poziom wspomnianego salda duży wpływ ma wzrost płodności kobiet w ujęciu transwersalnym dzięki wydłużeniu dalszego trwania życia, co zmienia porządek wymierania (Gazińska, 2003).

Stan demografii miast polskich, szczególnie w drugim badanym okresie, wymaga gruntownej poprawy. Pewne nadzieje dają wdrażane obecnie programy „Rodzina 500+” oraz „Mieszkanie+”. Są one dość kosztowne i w dłuższym okresie stosowanie ich i wypełnienie wymagać będzie dużej rozważy, ponieważ zależą od wielu czynników makro- i mikroekonomicznych. Innymi ważnymi czynnikami mającymi wpływ na poprawę liczby urodzeń w miastach polskich są: malejące bezrobocie, dalsze uprzemysłowienie Polski oraz rodzaj umów zawieranych między pracodawcami a pracownikami. Dążenie do zawierania umów o pracę w dłuższym okresie przy odpowiedniej polityce fiskalnej państwa przyniesie z pewnością wymierne korzyści. W latach 1964–1988 problem bezrobocia w miastach praktycznie nie istniał. Wynikało to z innego typu prowadzonej gospodarki, który dawał pewną iluzję na przyszłość, jak wynika z perspektywy minionego czasu. Jednak miało to realne przełożenie na demografię miast polskich w tamtym okresie.

Literatura

- Bąk, I., Markowicz, I., Mojsiewicz, M., Wawrzyniak, K. (2002). *Statystyka opisowa*. Warszawa: WNT.
- Begg, D., Fischer, S., Dornbusch, R. (1997). *Makroekonomia*. Warszawa: PWE.
- Gazińska, M. (2003). *Potencjał demograficzny w regionie. Analiza ilościowa*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- GUS (2016a). *Rocznik demograficzny*. Warszawa.
- GUS (2016b). *Rocznik statystyczny*. Warszawa.
- GUS. *Ludność, ruch naturalny i migracje w latach 1946–2011*. Pobrane z: stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/struktura-ludnosci,16,1.html.
- Holzer, J.Z. (1999). *Demografia*. Warszawa: PWE.
- Hozier, J. (1993). *Mikroekonometria*. Warszawa: PWE.
- Hozier, J. (red.) (1998). *Statystyka*. Szczecin: Stowarzyszenie Pomoc i Rozwój.
- Kotowska, I.E. (red.) (1999). *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90. W świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego*. Warszawa: Wyd. SGH.
- Kowgier, H. (2011). *Elementy rachunku prawdopodobieństwa i statystyki na przykładach z ekonomii*. Warszawa: WNT.
- Paradysz, J. (1985). *Wielowymiarowa analiza reprodukcji ludności*. Poznań: Wyd. AE w Poznaniu.
- Paradysz, J. (1990). *Reprodukcja ludności w Polsce. Studium metodologiczno-poznawcze*. Warszawa: Wyd. SGPiS.
- Ranis, G., Stewart, F., Ramirez, A. (2000). Economic Growth and Human Development. *World Development*, 8, (2), 197–219.
- Rosset, E. (1975). *Demografia Polsk*. T. 2. Warszawa: PWN.
- Smoluk, A. (1999). *Od potencji do egzystencji. Ekonomia Matematyczna*, 3, Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu.

COMPARATIVE ANALYSIS OF SELECTED DEMOGRAPHIC COEFFICIENTS OF POLISH CITIES IN THE YEARS 1964–1988 AND 1989–2014

Abstract

The aim of the article was to examine, compare and determine the causes of the demographics of Polish cities in the years 1964–1988 and 1989–2013. To carry out the study used real data taken from the Statistical Yearbook of the Central Statistical Office of 2016. In the paper the statistical analysis regarding these periods. Appropriate conclusions finish work.

Translated by Henryk Kowgier

Keywords: statistical analysis, demographic indicators

JEL Code: J1



Iwona Markowicz*

Uniwersytet Szczeciński

RYNEK PRACY W WOJEWÓDZTWIE ZACHODNIOPOMORSKIM NA TLE POLSKI

Streszczenie

Współczesne teorie rynku pracy wskazują na regionalną niejednorodność tego rynku. Celem artykułu jest analiza przestrzennego zróżnicowania wskaźników rynku pracy w województwach Polski w 2016 roku, ze szczególnym wskazaniem pozycji województwa zachodniopomorskiego. W analizie tej zastosowano dwa podejścia: analizę stanu i analizę przepływów. Wyniki wskazują na słabą sytuację województwa zachodniopomorskiego z pewnymi pozytywnymi symptomami.

Słowa kluczowe: rynek pracy, województwa Polski, aktywność zawodowa, zatrudnienie, bezrobocie

Wprowadzenie

W Szczecinie 22 maja 2017 roku odbyła się konferencja „Sytuacja demograficzna województwa zachodniopomorskiego jako wyzwanie dla polityki społecznej i gospodarczej”, zorganizowana przez Rządową Radę Ludnościową (RRL) we współpracy z Wojewodą Zachodniopomorskim i Urzędem Statystycznym w Szczecinie. Udział w konferencji wzięli przedstawiciele uczelni, lokalnej administracji rządowej i samorządowej oraz pracownicy resortu statystyki publicznej. RRL zwraca uwagę

* Adres e-mail: iwona.markowicz@wneiz.pl

na potrzebę interdyscyplinarnego podejścia do procesów demograficznych zachodzących w naszym kraju. Dlatego też wystąpienia na konferencji dotyczyły sytuacji demograficznej województwa oraz związanych z tym zagadnieniem: ruchu naturalnego i wędrownego, rynku pracy, sytuacji rodzin, potencjału zdrowotnego, procesów starzenia się społeczeństwa. Omówiono wpływ zachodzących zmian demograficznych na gospodarkę i przyszłość regionu, a także podjęto próbę wskazania działań mogących zahamować negatywne tendencje. Szczecin jest czternastym miastem, w którym organizowana jest taka konferencja. Wnioski z całej Polski zbiera RRL (organ doradczy Prezesa Rady Ministrów w sprawach dotyczących zagadnień demograficznych i polityki ludnościowej), a podsumowaniem wszystkich spotkań będzie konferencja ogólnopolska. Jak podkreśliła J. Hryniewicz, przewodnicząca RRL, każde województwo ma swoją specyfikę, różni się od pozostałych regionów, a interdyscyplinarne podejście do procesów demograficznych pomoże w lepszym przygotowywaniu dla Rady Ministrów propozycji projektów, które poprawią jakość życia w Polsce. Wojewoda K. Kozłowski stwierdził, że jest to okazja dla samorządowców, którzy mogą próbować przełożyć wnioski płynące z badań naukowych na konkretne działania. Autorka prezentowała na omawianej konferencji sytuację na rynku pracy.

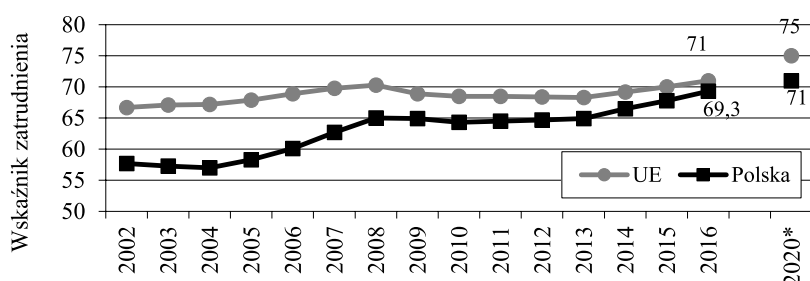
Praca jest nieodłącznym elementem analiz problemów społecznych w Polsce i na świecie. Nie można jej pominąć w kreowaniu działań zmierzających do rozwiązywania bądź ograniczania negatywnych skutków procesów społecznych (Hryniewicz, 2014). Z pracą, a właściwie z jej brakiem, związane są takie problemy, jak bezrobocie, ubóstwo, nierówności dochodowe, opóźnienie usamodzielnienia i stabilizacji życiowej młodego pokolenia, utrudnienia w zakładaniu rodzin i zmniejszenie dzietności. Brak pracy lub praca nisko opłacana to przyczyna rozrastania się „szarej strefy” w gospodarce, zmniejszania się popytu gospodarstw domowych na towary i usługi, wzrostu emigracji zarobkowej. Rozległość problemów i dotkliwość skutków związanych z niedopasowaniem stron popytowej i podaźowej pracy powodują duże zainteresowanie rynkiem pracy przez badaczy i polityków. Badania czasu trwania bezrobocia dostarczają informacji o jego determinantach, takich jak wiek, wykształcenie, płeć (Bieszk-Stolorz, Markowicz, 2016). Badanie zmian zachodzących na tym rynku jest ważne w kreowaniu odpowiedniej polityki.

Problemy związane z rynkiem pracy i konieczność ich rozwiązywania nie dotyczą jedynie Polski. Kraje członkowskie Unii Europejskiej zostały zobowiązane do realizacji celów Europejskiej Strategii Zatrudnienia, czyli pełnego zatrudnienia, polepszenia jakości i produktywności pracy oraz wzmocnienia spójności i integracji społecznej. Za pełne zatrudnienie przyjęto 75-procentową stopę zatrudnienia dla

osób w wieku 20–64 lata (Komisja Europejska, 2010). Dla Polski cel ten został wyznaczony także na bardzo wysokim poziomie wynoszącym 71%.

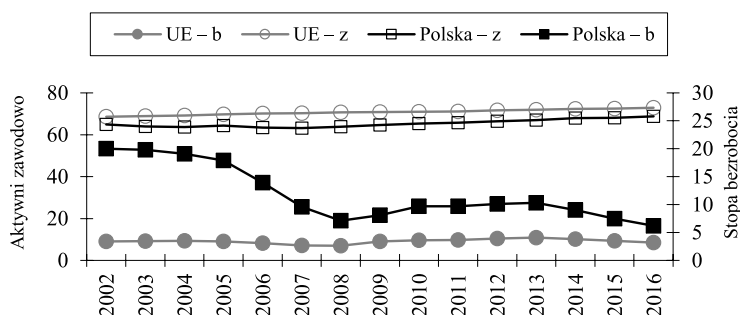
Na rysunku 1 przedstawiono wartości wskaźnika zatrudnienia (wiek 20–64 lata) w latach 2002–2016 wraz z celem na 2020 rok dla Polski i Unii Europejskiej. Zwiększenie zatrudnienia jest jednym z założeń reform proponowanych w strategii Europa 2020 (Ministerstwo Gospodarki, 2016). Zaproponowany w niej model europejskiej społecznej gospodarki rynkowej ma obejmować wzrost inteligentny, zrównoważony i sprzyjający włączeniu społecznemu (aktywizacja zawodowa jak największej liczby osób). Wskaźnik zatrudnienia w Polsce zbliża się do wartości dla Unii Europejskiej, stopa bezrobocia zmniejszyła się, a udział aktywnych zawodowo ma tendencję rosnącą (rys. 2).

Rysunek 1. Wskaźnik zatrudnienia w Polsce i Unii Europejskiej w latach 2002–2016 i cel na 2020 rok (%)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rysunek 2. Stopa bezrobocia (b) i udział aktywnych zawodowo (z) w Polsce i Unii Europejskiej w latach 2002–2016 (%)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Należy zwrócić uwagę na obserwowane i przewidywane przemiany demograficzne wywołujące zarówno w Polsce, jak i w całej Unii Europejskiej procesy zmniejszania i starzenia populacji potencjalnych zasobów pracy. Według Kryńskiej (2012) starzenie się zasobów pracy wpływa na zmniejszenie elastyczności rynku pracy, natomiast w opinii Sowińskiej (2012) warunki gospodarki rynkowej dają szansę i sprzyjają rozwojowi, ale też mogą stwarzać zagrożenia. Za największe z nich, o najgroźniejszych następstwach społecznych, powszechnie uznawane jest bezrobocie. W literaturze podkreśla się duże znaczenie społeczno-ekonomiczne i polityczne zjawiska bezrobocia, jego negatywny wpływ na jakość życia osób poszukujących i nieznajdujących pracy oraz ich rodzin (Kwiatkowski, 2005; Bieszk-Stolorz, 2013). Wraz z czasem trwania bezrobocia postępuje zubożenie, marginalizacja i izolacja społeczna prowadzące do zjawiska wykluczenia. Stosując odpowiednie instrumenty polityki gospodarczej, państwo może wpływać na rynek pracy. Hryniewicz stwierdza, że Polska znalazła się w kryzysie demograficznym (Rządowa Rada Ludnościowa, 2016). Od 2012 roku obserwujemy ubytek rzeczywistej ludności. Jest on wynikiem niekorzystnych tendencji – zmniejszenia przyrostu naturalnego i zwiększenia migracji zagranicznych na pobyt stały. Przyspieszeniu ulega także starzenie się ludności Polski (wzrost udziału ludności w wieku poprodukcyjnym, w tym również w wieku sędziwym – 80 lat i więcej). W raporcie RRL podkreślono kurczenie się zasobów pracy i jego negatywny wpływ na rozwój społeczno-gospodarczy kraju.

Powyższe argumenty wskazują na potrzebę prowadzenia analiz rynku pracy. W artykule zaprezentowano sytuację w województwie zachodniopomorskim na tle pozostałych województw w Polsce. Zastosowano analizy stanów i przepływów podstawowych charakterystyk związanych z zatrudnieniem i bezrobociem. Celem tak przeprowadzonej analizy jest wskazanie pozycji województwa zachodniopomorskiego.

1. Zróźnicowanie przestrzenne rynku pracy

Kreowane współcześnie teorie ekonomiczne dotyczące rynku pracy są modyfikacjami dorobku ekonomii głównego nurtu. Ekonomia alternatywna pozostaje w opozycji do tak zwanej ekonomii ortodoksyjnej (Ratajczak, 2005). Według teorii neoklasycznej (nawiązanie do poglądów Smitha), zgodnie z prawem Saya, podaż tworzy popyt. Mechanizm rynkowy w dłuższym okresie zapewnia równowagę pod warunkiem braku ingerencji z zewnątrz. Zgodnie z modelem doskonałej konku-

rencji Pigou na rynku pracy przyjmuje się założenia, że pracodawcy i pracownicy mają pełną informację o płacach i możliwościach zatrudnienia, podejmują racjonalne decyzje, brak jest ograniczeń mobilności siły roboczej, a cena pracy stanowi mechanizm równoważenia popytu i podaży. Bezrobocie ma charakter dobrowolny i jest rezultatem ingerencji państwa i związków zawodowych. Neokeynesiści natomiast podkreślają nieelastyczność siły roboczej, sztywność płac oraz możliwość równowagi w gospodarce przy niepełnym zatrudnieniu. Uważają, że bezrobocie ma charakter przymusowy, a w jego zwalczaniu niezbędna jest ingerencja państwa poprzez aktywną politykę.

Teorie współczesne zawierają odmienne lub rozszerzone zbiory hipotez dotyczących występowania, powstawania i utrzymywania się nierównowagi na rynku pracy. W literaturze wskazuje się trzy podstawowe grupy takich hipotez (Knapińska, 2009). Pierwsza dotyczy czynników strukturalnych i instytucjonalnych jako odpowiedzialnych za powstawanie nierównowagi na rynku pracy – teoria segmentacji (ograniczenie mobilności siły roboczej stanowi istotny element wyjaśniający procesy tworzenia się i utrwalania nierównowagi na rynku pracy). Druga traktuje o nierównowadze spowodowanej długotrwałością procesów dostosowawczych na rynku pracy – teorie kapitału ludzkiego, naturalnej stopy bezrobocia, poszukiwań na rynku pracy (związek między ograniczeniami mobilności pracowniczych a nierównowagą na rynku pracy). Natomiast trzecia zakłada, że nierównowaga na rynku pracy może być spowodowana sztywnością płac – teoria płacy efektywnej (Kryńska, 2000; Jarmołowicz, Knapińska, 2011). Teorie te, w odróżnieniu od teorii głównego nurtu, podnoszą aspekt braku homogeniczności rynku pracy. Zarówno z licznych badań, jak i z analizy prezentowanej w artykule wynika, że w Polsce także występuje przestrzenne zróżnicowanie zjawisk na rynku pracy.

Jak zauważa Gołata (2004), popyt na pracę w ujęciu terytorialnym zmieniał się nierównomiernie. Badanie bezrobocia w Polsce ujęte jest w programie badań statystyki publicznej, a jego obserwacja, pomiar i analiza dają możliwość formułowania programów aktywnej polityki rynku pracy. Programy zatrudnienia mają sprzyjać ponownemu włączeniu bezrobotnych w proces pracy. Zatem aktywna polityka zmierza do aktywizacji zawodowej bezrobotnych, zmniejszenia niedopasowania strukturalnego, podniesienia produktywności siły roboczej i weryfikacji gotowości do pracy bezrobotnych (Wiśniewski, Zawadzki, 2010). W Polsce obserwacja zjawiska bezrobocia odbywa się poprzez rejestrację bezrobotnych w urzędach pracy oraz badanie BAEL. Obydwa podejścia różnią się zarówno definiowaniem osoby bezrobotnej, jak i sposobem zbierania informacji. W licznych analizach wymienia

się ich zalety i wady. W przypadku bezrobocia rejestrowanego podkreśla się częsty brak gotowości do pracy osób zarejestrowanych, a w przypadku BAEL – odmowy udzielania odpowiedzi.

Miary stosowane w analizie rynku pracy w ujęciu przestrzennym są różnorodnie klasyfikowane (Gołata, 2004). Jednym z kryteriów może być rodzaj analizy. W artykule przedstawiona zostanie sytuacja województwa zachodniopomorskiego na tle pozostałych województw w następującym układzie:

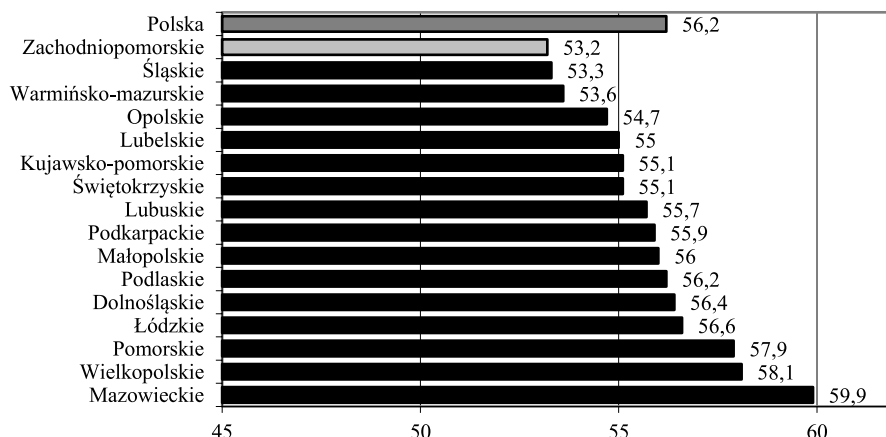
- a) analiza stanu (wskaźniki natężenia): współczynnik aktywności zawodowej (liczba aktywnych zawodowo/liczba ludności w wieku 15 lat i więcej), wskaźnik zatrudnienia (liczba pracujących/liczba ludności w wieku 15 lat i więcej), stopa bezrobocia (liczba bezrobotnych/liczba ludności aktywnej zawodowo);
- b) analiza przepływów (strumieni): stopa odpływu z bezrobocia (liczba wyrejestrowanych bezrobotnych/liczba bezrobotnych w poprzednim okresie), stopa napływu do bezrobocia (liczba nowo zarejestrowanych bezrobotnych/liczba aktywnych zawodowo).

2. Analiza stanu rynku pracy – wskaźniki statystyczne

Podstawowymi wskaźnikami natężenia zjawisk na rynku pracy są: współczynnik aktywności zawodowej (BAEL), wskaźnik zatrudnienia (BAEL) i stopa bezrobocia (BAEL lub rejestrowanego). W Polsce w 2016 roku wskaźniki te wynosiły odpowiednio: 56,2%, 52,8%, 6,2% i 8,3%, a w województwach są zróżnicowane (rys. 3, 4, 7), co wynika ze zróżnicowania poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego regionów, nierównomiernych zmian popytu na pracę, różnego nasilenia likwidowanych i prywatyzowanych przedsiębiorstw państwowych w okresie transformacji (Malarska, 2000; Gołata, 2004; Kotowska, Podogrodzka, 1995), a także ze zróżnicowanego poziomu przedsiębiorczości (liczba powstających i likwidowanych firm) (Markowicz, 2012). Oczywiście różnice na rynku pracy dotyczące podaży i popytu mogą być źródłem niedopasowań strukturalnych, a więc nawet rynek pracy w ogólnych liczbach zbilansowany może wykazywać znaczne poziomy bezrobocia (Góra, Sztanderska, 2006).

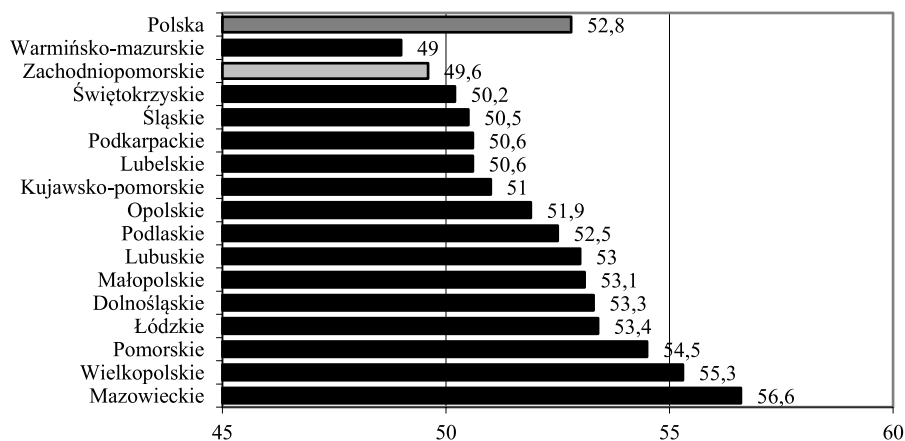
Wyniki zaprezentowane na rysunkach 3–7 pochodzą z badania BAEL przeprowadzonego przez GUS oraz z rejestrów prowadzonych przez powiatowe urzędy pracy. Badanie BAEL przeprowadzane jest metodą reprezentacyjną dla ludności w wieku 15 lat i więcej. Umożliwia ona uogólnianie wyników badania na populację generalną.

Rysunek 3. Współczynnik aktywności zawodowej
w województwach Polski w 2016 roku (%)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: GUS, Bank Danych Lokalnych.

Rysunek 4. Wskaźnik zatrudnienia w województwach Polski w 2016 roku (%)

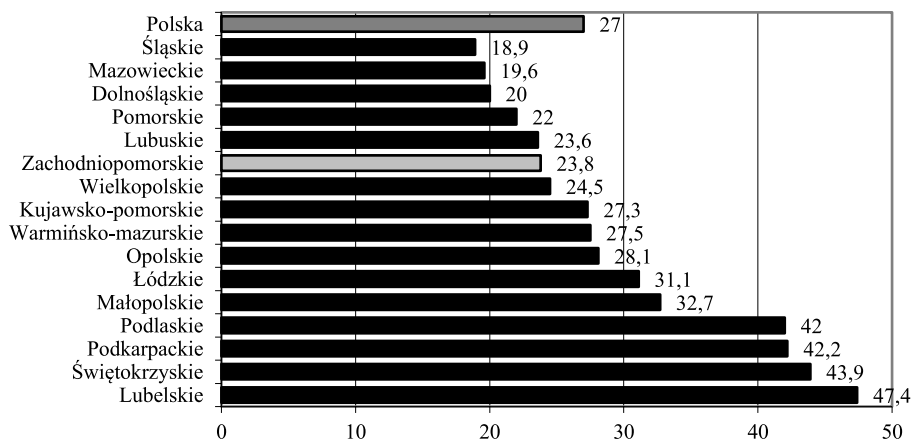


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: GUS, Bank Danych Lokalnych.

Analizując wskaźniki – współczynnik aktywności zawodowej i wskaźnik zatrudnienia (rys. 3–4) – należy stwierdzić, że sytuacja województwa zachodniopomorskiego na tle pozostałych województw Polski jest zła. Aktywność zawodowa jest tu najniższa, a pod względem wskaźnika zatrudnienia zajmuje ono drugie miejsce (po województwie warmińsko-mazurskim). Zatem zainteresowanie pracą jest sto-

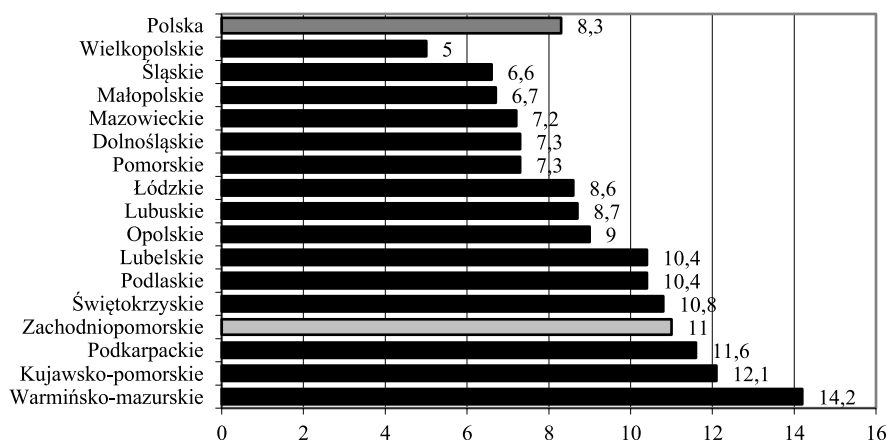
sunkowo niskie. Równocześnie analiza średniego miesięcznego wynagrodzenia w województwach w 2016 roku (od 3728,9 do 5300,7 zł) wskazuje na szóstą pozycję zachodniopomorskiego wśród województw o najwyższej średniej (4075,06 zł).

Rysunek 5. Udział właścicieli i współwłaścicieli łącznie z pomagającymi członkami ich rodzin w liczbie pracujących ogółem w województwach Polski w 2015 roku (%)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: GUS, Bank Danych Lokalnych.

Rysunek 6. Stopa bezrobocia rejestrowanego w województwach Polski w 2016 roku (%)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: GUS, Bank Danych Lokalnych.

Na rysunku 5 przedstawiono udział liczby właścicieli i współwłaścicieli, łącznie z pomagającymi członkami ich rodzin, w liczbie pracujących ogółem w województwach Polski w 2015 roku (%). Wydaje się, że w województwie zachodniopomorskim istnieją jeszcze możliwości zakładania i prowadzenia własnych firm.

W województwie zachodniopomorskim równocześnie z niskim udziałem ludności aktywnej zawodowo występuje stosunkowo wysoka stopa bezrobocia. Biorąc pod uwagę bezrobocie rejestrowane, tylko trzy województwa (podkarpackie, kujawsko-pomorskie i warmińsko-mazurskie) mają wyższą stopę bezrobocia (rys. 6). W wielu opracowaniach podkreśla się, że osoby rejestrujące się jako bezrobotne nie zawsze faktycznie poszukują pracy, nie zmienia to jednak faktu, że nie pracują. Natomiast według wyników BAEL województwo zajmuje szóste miejsce wśród województw o najwyższej stopie bezrobocia. W dalszej części przedstawione zostaną podstawowe charakterystyki bezrobocia. W Polsce kobiety stanowią 53,3% bezrobotnych. W województwach udział ten waha się od 45,6 do 60,0%. Zachodniopomorskie z wartością 55,3% znajduje się w środkowej części listy. W szczególnie trudnej sytuacji znajdują się osoby pozostające w bezrobociu 12 miesięcy i dłużej. W Polsce bezrobocie długotrwałe stanowi aż 40,7% bezrobocia ogółem, a województwach waha się od 33,1 do 46,0%. Zachodniopomorskie z wartością 36,5% zajmuje czwarte miejsce wśród województw z najniższym udziałem (po lubuskim, wielkopolskim i pomorskim). Ciekawą charakterystyką jest także wykształcenie bezrobotnych. Szczególną uwagę przywiązuje się tu do wykształcenia wyższego, które powinno pomagać w poszukiwaniu pracy. Wśród bezrobotnych w Polsce najwyższe wykształcenie miało w 2016 roku 13,3% osób, a w województwach od 8,7 do 16,3%. W województwie zachodniopomorskim udział ten jest stosunkowo niski i wynosi 10,8%. W analizach bezrobocia ważne jest również uwzględnianie wieku osób rejestrujących się w urzędach pracy. Szczególną uwagę zwrócono na osoby najmłodsze, do 25 roku życia. Wchodzą one dopiero na rynek pracy i napotykać problemy związane ze znalezieniem zazwyczaj pierwszej pracy. Młodzi stanowią 13,4% bezrobotnych w Polsce, a 11,9% w województwie zachodniopomorskim. Jest to czwarta lokata wśród województw z najniższym odsetkiem.

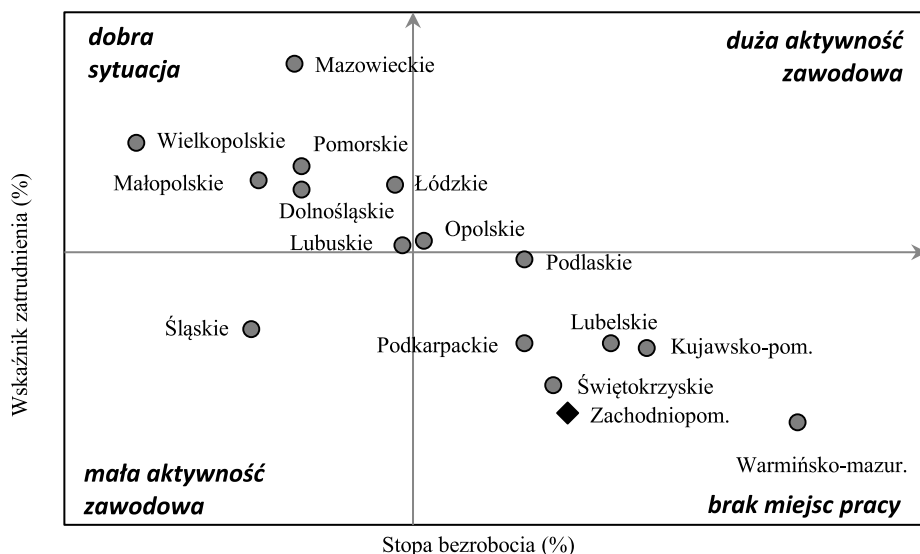
Mając na uwadze znaczenie diagnostyczne omawianych wskaźników w analizie regionalnej, należy podkreślić, że liczba bezrobotnych jest ujmowana według miejsca zamieszkania, a liczba zatrudnionych według lokalizacji zakładu pracy, co może mieć wpływ na zniekształcenie wyników.

Wydaje się, że dobrym rozwiązaniem w analizie stanu jest porównywanie dwóch wskaźników (rys. 7). Umieszczając w układzie współrzędnych wskaźnik zatrudnienia na jednej osi i stopę bezrobocia na drugiej, utworzono cztery pola:

- niski wskaźnik zatrudnienia i niska stopa bezrobocia – „mała aktywność zawodowa”,
- niski wskaźnik zatrudnienia i wysoka stopa bezrobocia – „brak miejsc pracy”,
- wysoki wskaźnik zatrudnienia i niska stopa bezrobocia – „dobra sytuacja”,
- wysoki wskaźnik zatrudnienia i wysoka stopa bezrobocia – „duża aktywność zawodowa”.

W polu o stosunkowo niskiej stopie bezrobocia i wysokim wskaźniku zatrudnienia, nazwanym „dobra sytuacja”, znajduje się siedem województw (w najlepszej sytuacji wśród nich są mazowieckie i wielkopolskie). Zła sytuacja określona jest jako „brak miejsc pracy” i oznacza stosunkowo duże bezrobocie oraz małe zatrudnienie. W tym polu znajduje się również siedem województw, a wśród nich zachodniopomorskie. Pozostałe dwie części można uznać za neutralne, gdyż zarówno wskaźnik zatrudnienia, jak i stopa bezrobocia są stosunkowo niskie („mała aktywność zawodowa”) lub wysokie („duża aktywność zawodowa”). W częściach tych znajduje się odpowiednio województwo śląskie i opolskie.

Rysunek 7. Wskaźnik zatrudnienia i stopa bezrobocia w województwach Polski w 2016 roku (przecięcie osi – wartości mediany)



Źródło: opracowanie własne.

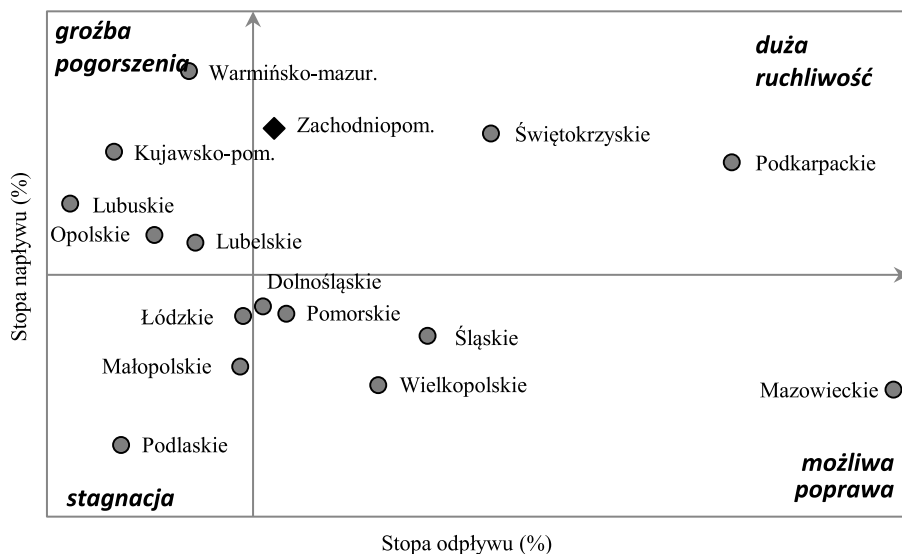
3. Analiza przepływów na rynku pracy

Analizę stanu zaprezentowaną w poprzednim podrozdziale można uzupełnić analizą przepływów umożliwiającą badanie zmian między stanami w danym okresie. Jak podkreślają Góra i Sztanderska (2006), aby zrozumieć sytuację na rynku pracy, ważne jest nie tylko stwierdzenie, ile osób znajduje się w danym stanie, lecz również ile do niego weszło i ile go opuściło. Dynamiczny rynek pracy cechują duże zmiany stanów, a na rynku stagnacyjnym stany są stabilne. Na każdym z nich trzeba stosować inną politykę. Wśród wskaźników opisujących przepływy na regionalnym rynku pracy wymienia się stopę napływu i stopę odpływu z bezrobocia rejestrowanego. Koncepcję łącznego ich przedstawiania podały Kotowska i Podogrodzka (1995), wyróżniając cztery grupy regionów:

- niski napływ i niski odpływ – sytuacja stagnacji,
- niski napływ i wysoki odpływ – sugestia możliwej poprawy,
- wysoki napływ i wysoki odpływ – duża ruchliwość wewnętrzna,
- wysoki napływ i niski odpływ – groźba pogorszenia sytuacji.

Podział ten wykorzystano w graficznym przedstawieniu relacji stóp przepływów w województwach Polski w 2016 roku (rys. 8).

Rysunek 8. Stopy przepływów bezrobocia rejestrowanego w województwach Polski w 2016 roku (przecięcie osi – wartości mediany)



Źródło: opracowanie własne.

Analiza przepływów wzbogaca wyniki prowadzonych badań. Spośród siedmiu województw, które na rysunku 7 znajdowały się w ćwiartce „brak miejsc pracy” określającej złą sytuację na rynku pracy, dla trzech (warmińsko-mazurskie, kujawsko-pomorskie i lubuskie) istnieje „groźba pogorszenia” sytuacji. Województwa zachodniopomorskie, świętokrzyskie i podkarpackie znajdują się w ćwiartce „duża ruchliwość”, co wskazuje na możliwości znalezienia miejsca pracy, a podlaskie – w ćwiartce „stagnacja”, co sugeruje niepogarszanie stanu. W najlepszej sytuacji („możliwa poprawa”) znalazło się pięć województw: mazowieckie, wielkopolskie, śląskie, pomorskie i dolnośląskie. Należą one do grupy o niższej stopie bezrobocia i równocześnie stosunkowo niskiej stopie napływu.

Mając na względzie znaczenie diagnostyczne stosowanych wskaźników, należy zwrócić uwagę, że odpływ nie jest jednoznaczny z podjęciem pracy oraz że jedna osoba może wielokrotnie zmieniać stan w badanym okresie.

Podsumowanie

Celem badania była analiza przestrzennego zróżnicowania wskaźników rynku pracy w województwach Polski w 2016 roku, ze szczególnym wskazaniem pozycji województwa zachodniopomorskiego. Zastosowano rodzaje analiz: stanu i przepływów. Wyniki wskazują na słabą sytuację województwa zachodniopomorskiego z pewnymi pozytywnymi symptomami. O złej sytuacji świadczy najniższy współczynnik aktywności zawodowej, druga z najniższych wartości wskaźników zatrudnienia, czwarta z najwyższych wartości stopy bezrobocia (grupa województw określona jako „brak miejsc pracy”). Do pozytywnych symptomów można zaliczyć średni udział kobiet wśród bezrobotnych oraz stosunkowo niskie udziały długotrwale bezrobotnych, bezrobotnych z wykształceniem wyższym i bezrobotnych w wieku do 25 lat, a także wysokie stopy napływu i odpływu bezrobotnych (grupa województw o „dużej ruchliwości na rynku pracy”).

Literatura

- Bieszk-Stolorz, B. (2013). *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*. Szczecin: Volu-mina.pl.
- Bieszk-Stolorz, B., Markowicz, I. (2016). Młodzi na rynku pracy w Szczecinie – tablice trwania w bezrobociu. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych (Quantitative Methods in Economics)*, XVII (3), 108–119.
- Gołata, E. (2004). *Estymacja pośrednia bezrobocia na lokalnym rynku pracy*. Poznań: Wyd. AE w Poznaniu.
- Góra, M., Sztanderska, U. (red.) (2006). *Wprowadzenie do analizy lokalnego rynku pracy. Przewodnik*. Warszawa: Departament Analiz Ekonomicznych i Prognoz.
- Hryniewicz, J. (2014). Problem pracy kluczem do rozwiązania kwestii społecznej. W: J. Hryniewicz (red.), *Praca i płaca, Państwo i rynek* (s. 11–29). Warszawa: ISNS Uniwersytetu Warszawskiego.
- <https://bdl.stat.gov.pl> (10.04.2017).
- <http://ec.europa.eu/eurostat/web/lfs/data/database> (10.04.2017).
- Jarmołowicz, W., Knapieńska, M. (2011). Współczesne teorie rynku pracy a mobilność i przepływy pracowników w dobie globalizacji. *Zeszyty Naukowe Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego*, 9, 123–144.
- Knapieńska, M. (2009). Przepływy pracowników w świetle makro- i mikroekonomicznych teorii rynku pracy. W: T. Bernat (red.), *Teoretyczne i praktyczne aspekty funkcjonowania gospodarki* (s. 176–187). Szczecin: PrintGroup.
- Komisja Europejska (2010). *EUROPA 2020. Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu*. Bruksela, 3.3.2010KOM(2010) 2020.
- Kotowska, I., Podogrodzka, M. (1995). Przestrzenne zróżnicowanie rynku pracy w Polsce 1990–94. W: U. Sztanderska (red.), *Rynek pracy w Polsce 1993–94* (s. 56–68). Warszawa: Raport IPiSS nr 9.
- Kryńska, E. (2000). Mobilność zasobów pracy w wybranych teoriach rynku pracy. W: E. Kryńska (red.), *Mobilność zasobów pracy* (s. 5–32). Warszawa: Instytut Pracy i Spraw Socjalnych.
- Kryńska, E. (2012). Wdrażanie koncepcji elastyczności i bezpieczeństwa na rynku pracy w warunkach przemian demograficznych. *Studia Ekonomiczne*, 103, 195–202.
- Kwiatkowski, E. (2005). *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Malarska, A. (2000). *Bezrobocie w Polsce w ujęciu regionalnym. Studium statystyczne*. Łódź: Wyd. UŁ.
- Markowicz, I. (2012). *Statystyczna analiza żywotności firm*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- Ministerstwo Gospodarki (2016). Krajowy Program Reform, Europa 2020. Pobrane z: www.mg.gov.pl (10.04.2017).
- Ratajczak, M. (red.) (2005). *Współczesne teorie ekonomiczne*. Poznań: Wyd. AE w Poznaniu.

- Rządowa Rada Ludnościowa (2016). *Sytuacja demograficzna Polski. Raport 2015–2016*. Warszawa.
- Sowińska, A. (2012). Samobójstwo jako konsekwencja niskiej jakości życia w sytuacji bezrobocia. *Studia Ekonomiczne*, 98, 163–177.
- Wiśniewski, Z., Zawadzki, K. (red.) (2010). *Aktywna polityka rynku pracy w Polsce w kontekście europejskim*. Toruń: WUP, UMK.

LABOUR MARKET IN THE ZACHODNIOPOMORSKIE VOIVODESHIP ON THE POLISH BACKGROUND

Abstract

Contemporary theories of labour market shows on regional heterogeneity of this market. The aim of the study was to analyze the spatial differentiation of labour market indicators in the voivodeship of Poland in 2016, with particular reference to the Zachodniopomorskie Voivodeship. Two approaches were used in this analyze: condition analyze, flows analyze. The results indicate a weak situation in the Zachodniopomorskie Voivodeship with some positive symptoms.

Translated by Iwona Markowicz

Keywords: labour market, voivodeship of Poland, economically activity, employment, unemployment

JEL Codes: E24, J01, J20



Lidia Matuszko*

Justyna Parzych**

Józef Hozer***

Uniwersytet Szczeciński

BADANIE POZIOMU ŻYCIA W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ ZA POMOCĄ WYBRANYCH METOD WIELOWYMIAROWEJ ANALIZY PORÓWNAWCZEJ

Streszczenie

W artykule zaprezentowano wyniki porównania poziomu życia w krajach Unii Europejskiej za pomocą wybranych metod taksonomicznych. Do określenia poziomu życia przyjęto 25 zmiennej z kategorii ekonomicznych i pozaekonomicznych. Dane pozyskano z Eurostatu. Otrzymane wyniki porównano z kierunkami migracji. Przyjętym okresem badawczym były lata 2015–2016. Najwyższy poziom życia zaobserwowano w Niemczech, Wielkiej Brytanii, Austrii i Francji.

Słowa kluczowe: standard życia, wielowymiarowa analiza porównawcza, metody taksonomiczne, Unia Europejska

Wprowadzenie

Poziom życia coraz częściej znajduje się w obrębie zainteresowań statystyki społecznej, zajmując ważne miejsce w strategiach rozwoju społecznego, gospodarczego i politycznego. Ekspersi ONZ definiują poziom życia jako „całokształt rze-

* Adres e-mail: lidia.matuszko@gmail.com

** Adres e-mail: parzychjustyna@wp.pl

*** Adres e-mail: hozer@wneiz.pl

czywistych warunków życia ludzi oraz stopień ich materialnego i kulturalnego zaspokojenia potrzeb poprzez strumień dóbr i usług odpłatnych, a także pochodzących z funduszy społecznych” (Piasny, 1993, s. 74). W wielu regionach europejskich pomimo wzrostu PKB znacząco obniżyła się jakość życia ludności (Stiglitz, Sen, Fitoussi, 2013), co zwraca uwagę na konieczność uwzględniania aspektów pozadochodowych w procesie konstrukcji mierników poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego. Realizując powyższy postulat, wykazano związek pomiędzy poziomem zrównoważenia regionu i zmiennymi alokacji czasu, między innymi czasem przeznaczanym na pracę zawodową i pracę domową ludności (Hozer-Koćmiel, 2014).

Celem niniejszego artykułu jest ocena poziomu życia w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej. Ważnym aspektem badania był wybór właściwej metody badawczej oraz prawidłowy dobór zmiennych. Wzięto pod uwagę kwestie (zmienne): ekonomiczne, społeczno-demograficzne, środowiskowe oraz związane z nauką, badaniami i rozwojem. Duża liczba zmiennych pozwala uwzględnić wiele zjawisk składających się na poziom życia ludności. W artykule zaprezentowano wyniki analizy przeprowadzonej dla krajów Unii Europejskiej za pomocą metod taksonomicznych – wielowymiarowej analizy porównawczej, a w szczególności metod: Hellwiga, interwałowej i wskaźnikowej.

1. Specyfikacja zmiennych

Wskaźnik rozwoju społecznego (*Human Development Index* – HDI) to syntetyczny miernik opisujący efekty w zakresie społeczno-ekonomicznego rozwoju poszczególnych jednostek terytorialnych, na przykład krajów, regionów. HDI jest szeroko wykorzystywany przez ONZ już od lat dziewięćdziesiątych dla celów porównań międzynarodowych. Bierze pod uwagę trzy aspekty: długie i zdrowe życie, wiedzę, dostatni standard życia. Jak podają Trojak i Tokarski (2013, s. 167), od 2010 roku składowymi wskaźnika HDI są:

- a) oczekiwana długość życia;
- b) średnia liczba lat edukacji pobieranej przez mieszkańców w wieku 25 lat i starszych;
- c) oczekiwana liczba lat edukacji dla dzieci rozpoczynających proces kształcenia;
- d) dochód narodowy *per capita* w dolarach amerykańskich (USD), liczony według parytetu nabywczego (PPP \$).

Dotychczas innowacyjność wskaźnika polegała na tym, że wykorzystywał on dane z sektora pozaekonomicznego na równi ze wskaźnikami makroekonomicznymi (Jajuga, Walesiak, 2005). W wyniku globalizacji i coraz lepszego funkcjonowania urzędów statystycznych istnieje możliwość wyznaczenia HDI i innych wskaźników dla większości krajów świata. Powszechnie dostępnym źródłem danych jest platforma internetowa Eurostat. Przejrzystość tego serwisu powoduje, że Eurostat jest liderem wśród banków danych na świecie. Dostępność danych skłoniła autorów do rozszerzenia listy czynników uwzględnianych do wyznaczania HDI. Wykorzystano 25 zmiennych ($x_1, x_2, \dots, x_{25}$) biorących pod uwagę różne obszary życia ludności.

Kryteria ekonomiczne to:

- realny przyrost PKB (%),
- PKB (PPS – parytet siły nabywczej),
- udział eksportu wysokiej technologii w eksporcie ogółem (%).

Kryteria społeczno-demograficzne to:

- a) oczekiwana długość życia mężczyzn (lata);
- b) oczekiwana długość życia kobiet (lata);
- c) różnica w oczekiwanej długości życia kobiet i mężczyzn (lata);
- d) przeciętne roczne wynagrodzenia (euro);
- e) stopa obciążenia podatkowego dochodów w grupie najmniej zarabiających, tak zwany klin podatkowy w koszcie pracy (%);
- f) stopa zatrudnienia między 15 a 64 rokiem życia (%);
- g) stopa zatrudnienia mężczyzn (%);
- h) stopa zatrudnienia kobiet (%);
- i) relacja przeciętnego wynagrodzenia kobiet i mężczyzn (%);
- j) udział wydatków na restauracje i hotele według COICOP (Klasyfikacja Spożycia Indywidualnego według Celu) (PPS);
- k) udział wydatków na rekreację i kulturę w wydatkach ogółem według COICOP (PPS);
- l) gęstość zaludnienia (liczba osób/km²);
- m) liczba lotnisk (z ponad 15 tys. pasażerów rocznie).

Kryteria środowiskowe to:

- udział energii z odnawialnych źródeł (%),
- powierzchnia kolektorów słonecznych na 1000 m²,
- wydatki na ochronę środowiska (mln euro).

Kryteria nauki, badań i rozwoju to:

- a) wydatki krajowe brutto na badania naukowe i prace rozwojowe (%);

- b) liczba patentów zarejestrowanych w EPO (Europejski Urząd Patentowy) na 1 mln mieszkańców (wnioski patentowe);
- c) liczba patentów zarejestrowanych w USPTO (Urząd Patentów i Znaków Towarowych Stanów Zjednoczonych) na 1 mln mieszkańców (udzielone);
- d) odsetek kobiet (w wieku 25–64 lat) kształcących się (%);
- e) odsetek mężczyzn (w wieku 25–64 lat) kształcących się (%);
- f) odsetek osób znających trzy i więcej języki obce (%).

Dane pozyskano z Eurostatu odpowiednio za 2016 rok, a w przypadku braku ich dostępności – za 2015 rok dla wszystkich krajów wchodzących w skład Unii Europejskiej (28 państw).

2. Metodologia badań

Poziom jakości życia należy rozpatrywać jako zjawisko złożone. Jest ono „abstrakcyjnym tworem obrazującym stan jakościowy, bezpośrednio niemierzalny, rzeczywistych obiektów, opisywany przez pewną liczbę większą od jeden zmiennych diagnostycznych” (Kukuła, 2000, s. 17).

Do badań zjawisk złożonych właściwe jest zastosowanie metod wielowymiarowej analizy porównawczej (WAP). Zadaniem WAP jest uporządkowanie względnie jednorodnego zbioru obiektów (lub cech) w celu podejmowania decyzji dotyczących wyboru (lub cechy) według z góry ustalonego kryterium (Sklinsmont, 1999, s. 40). Istnieje wiele obszarów, gdzie metodologia WAP może być wykorzystana, na przykład Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego, standard życia, stopień jakości wyrobów, efektywność działalności przedsiębiorstwa, przydatność różnych wariantów lokalizacyjnych (Grabiński, 1984, s. 86).

Kluczowym elementem w analizie jest zmienna syntetyczna, „która bazując na zbiorze zmiennych diagnostycznych unormowanych, określa w sposób kwantyfikowalny poziom rozpatrywanego zjawiska w badanych obiektach” (Grabiński, 1984, s. 21). Na zmienną syntetyczną składają się następujące elementy (Grabiński, 1984, s. 43):

- określenie celu i zakresu badań,
- gromadzenie informacji statystycznej,
- wybór cech diagnostycznych,
- identyfikacja wybranych zmiennych,
- normowanie zmiennych,

- ważenie zmiennych,
- agregacja.

Autorzy wykorzystali taksonomiczny miernik poziomu życia (TMPŻ). Zaproponowane zmienne podzielono na cztery grupy, po czym obliczono dla nich podstawowe statystyki opisowe. Na podstawie średniej arytmetycznej, odchylenia standardowego i współczynnika zmienności wyznaczono indywidualne wagi zmiennych odzwierciedlające różną siłę wpływu na poziom życia. W kolejnym etapie zmienne znormalizowano w celu sprowadzenia ich do porównywalności. Następnie określono wzorzec rozwoju oraz wyznaczono odległości od wzorca.

3. Wyniki badania

Wyniki badań poziomu życia w krajach Unii Europejskiej na podstawie metody Hellwiga, metody wskaźników i metody interwałów przedstawiono w tabeli 1.

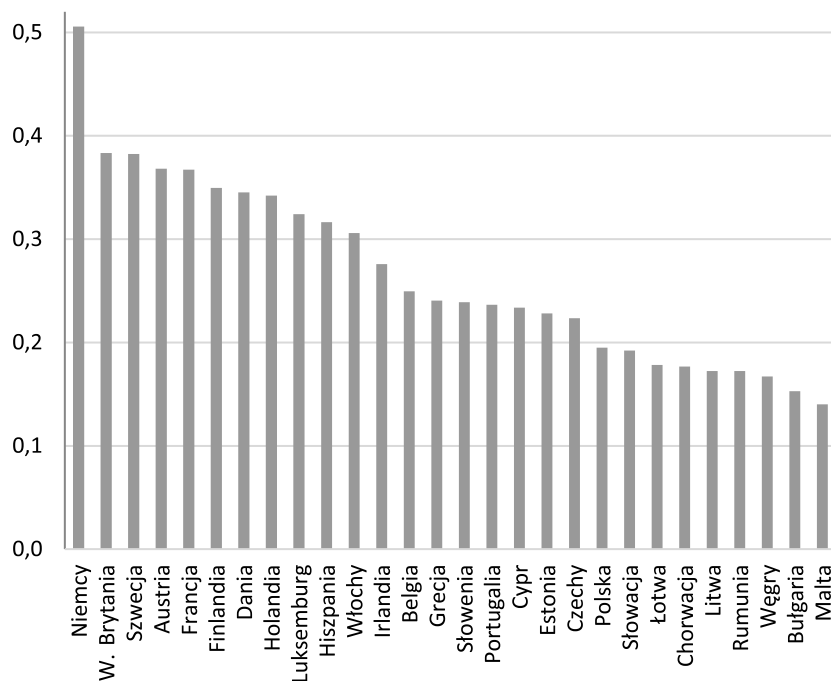
Tabela 1. Ranking poziomu życia w Unii Europejskiej wyznaczony za pomocą metody Hellwiga, metody wskaźników i metody interwałów w latach 2015–2016

Lp.	Kraj	TMPŻ – metoda Hellwiga	Lp.	Kraj	TMPŻ – metoda wskaźników	Lp.	Kraj	TMPŻ – metoda interwałów
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1.	Niemcy	0,50582	1.	Niemcy	0,49369	1.	Niemcy	0,86872
2.	Wielka Brytania	0,38327	2.	Wielka Brytania	0,35117	2.	Austria	0,86229
3.	Szwecja	0,38232	3.	Francja	0,34513	3.	Dania	0,85240
4.	Austria	0,36806	4.	Holandia	0,31041	4.	Francja	0,83958
5.	Francja	0,36711	5.	Austria	0,28751	5.	Wielka Brytania	0,79233
6.	Finlandia	0,34962	6.	Włochy	0,27727	6.	Czechy	0,78618
7.	Dania	0,34538	7.	Szwecja	0,25826	7.	Włochy	0,78272
8.	Holandia	0,34200	8.	Dania	0,25814	8.	Hiszpania	0,76461
9.	Luksemburg	0,32414	9.	Hiszpania	0,24078	9.	Belgia	0,75536
10.	Hiszpania	0,31632	10.	Belgia	0,18687	10.	Holandia	0,73508
11.	Włochy	0,30583	11.	Finlandia	0,15675	11.	Szwecja	0,66369
12.	Irlandia	0,27568	12.	Luksemburg	0,15560	12.	Polska	0,64209
13.	Belgia	0,24947	13.	Irlandia	0,14639	13.	Słowacja	0,61637
14.	Grecja	0,24051	14.	Czechy	0,13659	14.	Portugalia	0,59124
15.	Słowenia	0,23906	15.	Portugalia	0,13106	15.	Irlandia	0,58514

1	2	3	4	5	6	7	8	9
16.	Portugalia	0,23655	16.	Polska	0,12546	16.	Słowenia	0,56744
17.	Cypr	0,23372	17.	Słowenia	0,11137	17.	Finlandia	0,56163
18.	Estonia	0,22809	18.	Grecja	0,11060	18.	Luksemburg	0,54564
19.	Czechy	0,22357	19.	Cypr	0,08954	19.	Grecja	0,52727
20.	Polska	0,19490	20.	Malta	0,08631	20.	Węgry	0,46718
21.	Słowacja	0,19212	21.	Słowacja	0,08274	21.	Chorwacja	0,46228
22.	Łotwa	0,17836	22.	Węgry	0,08001	22.	Malta	0,44388
23.	Chorwacja	0,17673	23.	Rumunia	0,07646	23.	Cypr	0,43391
24.	Litwa	0,17249	24.	Chorwacja	0,06268	24.	Litwa	0,35089
25.	Rumunia	0,17230	25.	Bułgaria	0,05584	25.	Bułgaria	0,31430
26.	Węgry	0,16697	26.	Estonia	0,03163	26.	Estonia	0,29007
27.	Bułgaria	0,15289	27.	Litwa	0,02899	27.	Łotwa	0,24861
28.	Malta	0,14006	28.	Łotwa	0,02663	28.	Rumunia	0,17477

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 1. Poziom życia w krajach Unii Europejskiej wyznaczony za pomocą metody Hellwiga



Źródło: opracowanie własne.

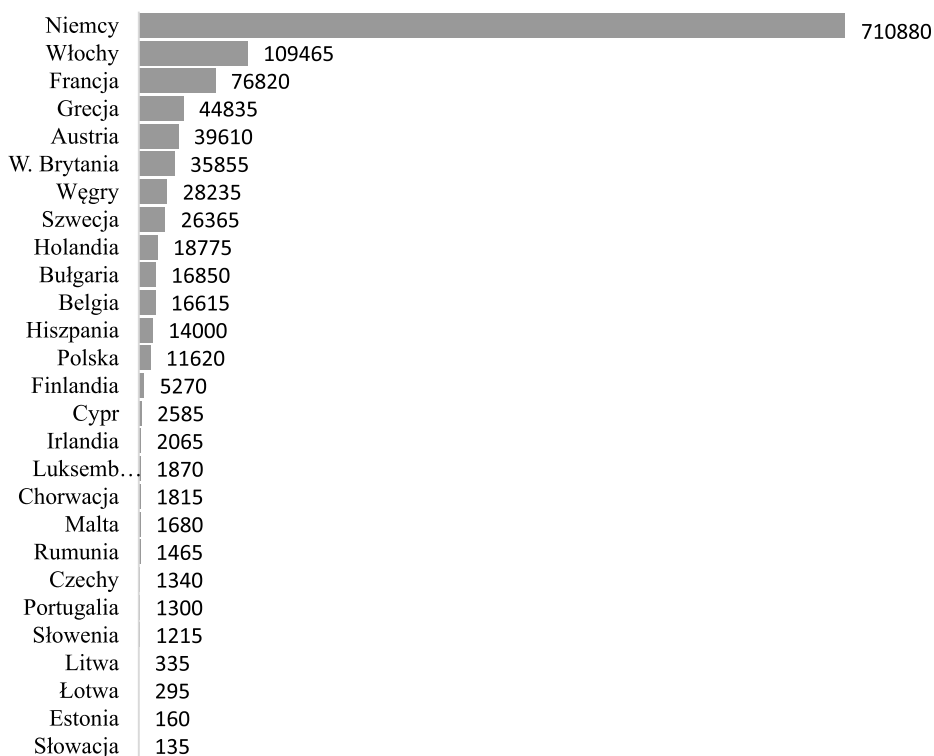
Według metody Hellwiga w pierwszej piątce znalazły się następujące kraje: Niemcy, Wielka Brytania, Szwecja, Austria i Francja. Według metody wskaźników były to: Niemcy, Wielka Brytania, Francja, Holandia, Austria. Metoda interwałów wyodrębniła następujących liderów: Niemcy, Austria, Dania, Francja, Wielka Brytania. Wymienione kraje pokrywają się w dużej mierze. Są to państwa wysoce rozwinięte, które uplasowały się na wysokich pozycjach rankingu między innymi poprzez: intensywną inwestycję w ochronę środowiska, wysokie PKB (PPS) oraz wysoki udział eksportu wysokiej technologii w eksporcie ogółem oraz wysoki poziom GERD.

Polska znalazła się odpowiednio na dwudziestym, szesnastym oraz dwunastym miejscu między innymi z powodu przeciętnego poziomu inwestycji w ochronę środowiska, niskiego poziomu PKB (PPS) w porównaniu z liderami rankingów, niskiego poziomu GERD, niewłaściwej struktury eksportu (zbyt mały udział eksportu zaawansowanych technologii). Według Human Development Index (2015) uwzględniającego tylko trzy aspekty Polska znalazła się na 36 pozycji. Oznacza to, że wprowadzenie dodatkowych zmiennych pozwoliło na bardziej wnikliwą analizę, która spowodowała, że Polska osiągnęła wyższe miejsce w rankingach.

Ostatnim elementem badania było sprawdzenie, czy główne kierunki migracji pokrywają się z wynikami otrzymanych rankingów (czy liczba wniosków o azyl jest najwyższa w krajach, gdzie poziom życia jest wysoki).

Na podstawie danych dotyczących liczby złożonych wniosków o azyl w krajach Unii Europejskiej w 2016 roku (rys. 2) można stwierdzić, że kierunki migracji w większości pokrywają się z wynikami rankingów. Liczba wniosków w Niemczech, Wielkiej Brytanii, Szwecji i Austrii stanowiła ponad 2/3 wszystkich złożonych wniosków w krajach Unii Europejskiej. Należy mieć na uwadze, są to dane oficjalne, natomiast duża część migrantów przebywa na terenie Unii nielegalnie, a w związku z tym nie ubiega się o azyl. Według danych z Eurostatu tylko w 2015 roku przybyło do Niemiec 967 tys. imigrantów z państw spoza Unii Europejskiej, do Wielkiej Brytanii – 278 tys., natomiast do Austrii – 86 tys. Na podstawie zaprezentowanych przez autorów niniejszego artykułu danych można uznać, że główną przyczyną imigracji jest wysoki poziom życia we wskazanych krajach Unii Europejskiej określony według czynników uwzględnianych w badaniu. Główne kraje imigracji pokrywają się z krajami Unii, w których poziom życia jest najwyższy.

Rysunek 2. Liczba wniosków o azyl w krajach Unii Europejskiej w 2016 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Eurostatu.

Podsumowanie

W ostatnich dekadach wielu ekonomistów podkreśla konieczność uwzględniania aspektów pozadochodowych w analizach poziomu życia ludności. W niniejszym badaniu zrealizowano ten postulat, rozszerzając zbiór zmiennych (do 25) w porównaniu z wąskim zbiorem zaproponowanym przez ONZ do obliczania HDI (trzy zmienne). Obok ekonomicznych uwzględniono kryteria społeczno-demograficzne, środowiskowe oraz kwestie związane z nauką, badaniami i rozwojem. Najwyższy poziom życia zaobserwowano dla Niemiec, Wielkiej Brytanii i Francji będących jednocześnie najbardziej popularnymi kierunkami migracji. Polska znalazła się w środku rankingów między innymi z powodu niskiego poziomu PKB, niskiego poziomu GERD oraz niewłaściwej struktury eksportu. W dalszej kolejności autorzy planują zbadać, jak poziom życia w krajach Unii Europejskiej zmieniał się w czasie.

Literatura

- Grabiński, T. (1984). Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych. *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie*, 61, 86–87.
- Hozer-Koćmiel, M. (2014). Modelling of the Relation Between Sustainable Development and Time Allocation in BSR Countries. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 2 (14), 211–224.
- Jajuga, K., Walesiak, M. (2005). Problemy selekcji i ważenia zmiennych w zagadnieniach klasyfikacji. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, 1076, *Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, 106–118.
- Kukuła, K. (2000). *Metoda unityzacji zerowej*. Warszawa: PWN.
- Libura, U. (1979). *Konsumpcja a wykorzystanie możliwości produkcyjnych w gospodarce socjalistycznej*. Warszawa: PWN.
- Piasny, J. (1993). Problem jakości życia ludności oraz źródła i mierniki ich określania. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 2 (74), 73–92.
- Stiglitz, J.E., Sen, A., Fitoussi, J.P. (2013). *Błąd pomiaru. Dlaczego PKB nie wystarcza?* Warszawa: PTE.
- Sklinsmont, W. (1999). *Metody ilościowe i ich zastosowania*. Olsztyn: Wyd. WSiE Towarzystwa Wiedzy Powszechnej w Olsztynie.
- Trojak, M., Tokarski, T. (2013). *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*. Kraków: Wyd. UJ.

THE STANDARD OF LIVING IN THE EUROPEAN UNION COUNTRIES BY SELECTING METHODS OF MULTI-DIMENSIONAL COMPARATIVE ANALYSIS

Abstract

The article presents the results of the standards of living comparison in the European Union countries by using selected taxonomic methods. To determine the standard of living the twenty five variables from economic and non-economic categories were adopted. The data was obtained from Eurostat. The results of analysis were compared with the migration directions. The adopted research period is 2015–2016. The highest living standard was observed in Germany, Great Britain, Austria and France.

Translated by Lidia Matuszko

Keywords: living standard, multidimensional comparative analysis, taxonomy methods, European Union

JEL Codes: A13, C19, C38, I31, O57



Monika Mocianko-Pawlak*

Uniwersytet Szczeciński

BEZPIECZEŃSTWO A POZIOM PRZESTĘPCZOŚĆ W POLSCE W LATACH 2007–2016

Streszczenie

Artykuł zawiera charakterystykę pojęcia bezpieczeństwa, przedstawienie typologii bezpieczeństwa, a także zdefiniowanie przestępczości. W opracowaniu wykorzystane zostały dane ze statystyk policyjnych, co pozwoliło na określenie poziomu przestępczości w Polsce w omawianym okresie, oraz dane z badań CBOS w zakresie oceny stopnia poczucia bezpieczeństwa. Celem niniejszego artykułu jest przedstawienie zależności pomiędzy poziomem przestępczości a poczuciem bezpieczeństwa w Polsce w latach 2007–2016.

Słowa kluczowe: bezpieczeństwo, przestępczość, statystyka policyjna

Wprowadzenie

Od początku XXI wieku zauważalna jest nobilitacja bezpieczeństwa w hierarchii potrzeb już nie tylko jednostki, ale przede wszystkim społeczności zorganizowanych: od społeczności lokalnych, przez państwa, do społeczności ponadpaństwowych – globalnych. Bezpieczeństwo staje się ważnym czynnikiem mającym wpływ na rozwój społeczno-gospodarczy państwa oraz jakość życia jego mieszkańców. Zgodnie z art. 5 Konstytucji Rzeczypospolitej Polskiej z 2 kwietnia 1997 r. Rzeczpospolita Polska zobowiązana jest do zapewnienia bezpieczeństwa obywa-

* Adres e-mail: mtpawlak@o2.pl

teli. Aby wywiązać się z powyższego obowiązku, państwo określa swoje cele strategiczne, do których zaliczają się między innymi: zapewnienie korzystnych warunków rozwoju ekonomicznego i społecznego, przeciwdziałanie przestępczości i ochrona obywateli przed bezprawiem. W Strategii Bezpieczeństwa Narodowego Rzeczypospolitej Polskiej z 2014 roku wskazuje się, że „potencjał społeczny, w tym kapitał ludzki, jest ważnym czynnikiem warunkującym wzrost gospodarki narodowej, sprawność państwa, aktywność społeczeństwa obywatelskiego oraz ogólną poprawę jakości życia obywateli. Nowoczesny system edukacji publicznej i szkolnictwa wyższego, a także upowszechnienie różnych form uczenia się przez całe życie służą wykształceniu społeczeństwa aktywnego i mobilnego. Istotnym elementem rozwoju kapitału ludzkiego i społecznego jest edukacja na rzecz bezpieczeństwa”.

1. Bezpieczeństwo – definicje i typologia

1.1. Bezpieczeństwo – wybrane definicje

W zależności od sposobu pojmowania bezpieczeństwa jako potrzeby, stanu, procesu albo wartości znajdujemy różne definicje tego terminu.

Termin „bezpieczeństwo” wywodzi się z łacińskiego słowa *securitas* tłumaczonego w pierwszej kolejności jako wolność od trosk, spokój umysłu i w konsekwencji jako pewność, bezpieczeństwo. Etymologia słowa „bezpieczeństwo” w wielu językach (także w polskim) uwydatnia pierwotność poczucia zagrożenia w stosunku do poczucia pewności swego zabezpieczenia („bez pieczy”, czyli bez wystarczającej ochrony i analogicznie z łaciny *securitas = sine cura*) (Stańczyk, 1996, s. 15). W podstawowym i najbardziej powszechnym znaczeniu bezpieczeństwo oznacza brak zagrożenia. Jak wskazuje Świniarski (1997, s. 56), „już starożytni filozofowie stworzyli podstawy współczesnego rozumienia bezpieczeństwa, zwracając uwagę, że bezpieczeństwo jest dobrem naturalnym i wspólnym człowiekowi, które skłania go do starań o nie, do stworzenia warunków gwarantujących trwałość i rozwój życia ludzkiego”. Pierwotnie bezpieczeństwo rozumiane było jako potrzeba jednostki. W psychologii potrzebę bezpieczeństwa umiejscawia się pomiędzy potrzebami biologicznymi, czyli pierwotnymi potrzebami człowieka, a potrzebami specyficznie ludzkimi. Eibl-Eibesfeldt (1987, s. 195) reprezentuje pogląd, że z motywacji lękowej wywodzi się ludzka skłonność do utrzymywania porządku, gdzie porządek oznacza orientację w czasie i przestrzeni, i to w odniesieniu nie tylko do wydarzeń przebiegających poza

ramami gatunku, zaś poczucie bezpieczeństwa uzyskujemy również, gdy możemy przewidzieć, co będą czynić inni.

Bezpieczeństwo jest również określane jako stan niezagrożenia, spokoju, pewności, wolności od zagrożeń, strachu lub ataku. Jak wskazuje Wawrzusiszyn (2011, s. 13), ponieważ „stan” bezpieczeństwa jest niemierzalny, więc zasadniczą kwestią w zapewnieniu bezpieczeństwa jest jego postrzeganie przez społeczeństwo i władze państwa, które w wyniku analizy obiektywnych i subiektywnych aspektów zagrożenia może przybrać – zdaniem szwajcarskiego politologa Freia – następujące postaci:

- a) braku bezpieczeństwa – wówczas, gdy występuje duże rzeczywiste zagrożenie, a postrzeganie tego zagrożenia jest prawidłowe;
- b) obsesji – gdy nieznaczące zagrożenie jest postrzegane jako duże;
- c) fałszywego bezpieczeństwa – gdy zagrożenie jest poważne, a postrzegane bywa jako niewielkie;
- d) bezpieczeństwa – gdy zagrożenie zewnętrzne jest nieznaczące, a jego postrzeganie prawidłowe.

W ślad za Stańczykiem (1996, s. 18–19) bezpieczeństwo można definiować nie tylko jako określony stan rzeczy, ale jako ciągły proces społeczny, w ramach którego podmioty działające starają się doskonaląc mechanizmy zapewniające im poczucie bezpieczeństwa. W takim rozumieniu dynamizm kategorii bezpieczeństwa w naturalny sposób wiąże się ze zmiennością warunków otoczenia, postępem cywilizacyjnym i zakresem potrzeb poszczególnych podmiotów.

Kukułka (1982, s. 35) postrzega bezpieczeństwo jako pewien system wartości w połączeniu ze środkami zapewniającymi ich zachowanie, na który składają się:

- a) przetrwanie (państwowe, etniczne i biologiczne), któremu każde państwo gotowe jest poświęcić inne wartości, gdyż tracą one sens w przypadku zagrożenia przetrwania samego podmiotu;
- b) integralność terytorialna (w sensie fizycznym, narodowym i państwowym);
- c) niezależność polityczna (w sensie ustrojowym, samowładności i swobody afiliacji);
- d) jakość życia (w sensie poziomu życia, szczebla rozwoju społeczno-gospodarczego i systemu kulturalnego), która wymaga dużo zdrowego rozsądku, aby nie była zbyt maksymalistycznie traktowana.

Według Kukułki zagrożenie którejkolwiek z czterech wymienionych wartości prowadzi do ograniczania żywotnych interesów państw, a tym samym oznacza zmniejszenie bezpieczeństwa narodowego.

W XXI wieku bezpieczeństwo jest pojmowane całkiem inaczej niż w poprzednim stuleciu. Płynność jego granic i coraz większe problemy z definiowaniem agresora powodują, że bezpieczeństwo nabrało innego wymiaru. Jest ono trudniejsze do przewidzenia i utrzymania, utraciło swój homogeniczny charakter. Nabrało wielofunkcyjnego wymiaru, stając się wartością powszechną, i jest definiowane często jako kategoria zarówno w naukach społecznych, jak i ścisłych (Kochanek, 2011, s. 124).

Z zamiarem zapewnienia bezpieczeństwa jednostki i grupy społecznej starają się oddziaływać zarówno na swoje otoczenie zewnętrzne, jak i sferę wewnętrzną, aby usuwać, neutralizować lub przynajmniej oddalać zagrożenia, a tym samym eliminować własny lęk, obawy, niepokój i niepewność. Zagrożenia mogą bowiem powstawać wewnątrz samego podmiotu albo napływać z zewnątrz. Dlatego działania w celu ich usunięcia są kierowane zarówno do wnętrza podmiotu (np. struktur państwa), jak i ku sferze zewnętrznej, na przykład środowisku międzynarodowemu. Stąd wywodzi się wyodrębnienie dwóch aspektów bezpieczeństwa: wewnętrznego i zewnętrznego. Bezpieczeństwo wewnętrzne oznacza stabilność i harmonijność funkcjonowania organizmu bądź systemu (np. państwa), natomiast bezpieczeństwo zewnętrzne – brak zagrożenia ze strony innych podmiotów (np. innych państw). Łącznie oba aspekty składają się na ogólne bezpieczeństwo danego podmiotu, na przykład państwa z jego społeczeństwem (Nowakowski, 2009, s. 5).

Koziej (2011, s. 20) wskazuje, że najczęściej bezpieczeństwo definiuje się zarówno jako stan (osiągnięte poczucie bezpieczeństwa danego podmiotu), jak i proces (zapewnianie poczucia bezpieczeństwa podmiotu). Zauważa przy tym, że bardziej praktyczne jest podejście drugie, odzwierciedlające naturalny, dynamiczny charakter zjawiska bezpieczeństwa.

Na podstawie zaprezentowanych definicji bezpieczeństwa zauważyć można, że pojęcie to ewoluowało wraz z rozwojem cywilizacyjnym ludzkości. Brak jest jednej legalnej definicji tego terminu, zaś definicje naukowe niejednokrotnie istotnie się różnią. Przyczyną takiego stanu rzeczy jest niewątpliwie fakt, iż bezpieczeństwo jest przedmiotem badań różnych nauk (m.in. socjologii, psychologii, politologii, prawa, ekonomii), a punktem wyjścia do budowania definicji są różne kryteria charakterystyczne dla danej dziedziny nauki.

1.2. Typologia bezpieczeństwa

Jak wskazano powyżej, zagadnienie bezpieczeństwa odnosi się do niemal wszystkich dziedzin stosunków państwowych i międzynarodowych, a kwestia bezpieczeństwa jest problemem interdyscyplinarnym. Wszechstronny zakres pojęcia „bezpieczeństwo” oraz jego interdyscyplinarne ujmowanie powoduje konieczność jego skategoryzowania jako punkt wyjścia dla dalszych rozważań.

W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele typologii bezpieczeństwa. Podłożem dla każdej z nich jest podział bezpieczeństwa ze względu na:

- podmiot ochrony,
- przedmiot ochrony,
- źródło zagrożeń.

Przyjmując za podstawę powyższe kryteria, można wyszczególnić różne rodzaje bezpieczeństwa, co przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Typologia bezpieczeństwa

Bezpieczeństwo			
Podmiot ochrony		Przedmiot ochrony*	Źródło zagrożeń
W skali mikro <hr/> W skali makro	Bezpieczeństwo indywidualne Bezpieczeństwo grupowe (rodowe, plemienne)	Bezpieczeństwo: – fizyczne – militarne – cywilne – transgraniczne	Bezpieczeństwo wewnętrzne
	Bezpieczeństwo państwowe/narodowe Bezpieczeństwo międzynarodowe (regionalne, globalne)	– ekonomiczne (gospodarcze) – socjalne – społeczne – publiczne – polityczne – informacyjne (tu: cybernetyczne, antyterrorystyczne) – ekologiczne – kulturowe – religijne <small>* Katalog nie jest zamknięty.</small>	Bezpieczeństwo zewnętrzne

Źródło: opracowanie własne na podstawie Koziej (2011).

Analizując dotychczas zaprezentowane definicje bezpieczeństwa oraz uwzględniając powyższy podział tego pojęcia, za Pokruszyńskim przyjąć można, że bezpieczeństwo w istocie zależy od tego, co dzieje się wokół nas, od środowiska zewnętrznego i wewnętrznego, z których mogą pochodzić zagrożenia, oraz od nas

samych, naszego przygotowania merytorycznego w tym zakresie, naszego zdrowia i gotowości sprostania takim zagrożeniom. W tym kontekście Pokruszyński stwierdza, że zasadniczymi składnikami bezpieczeństwa są gwarancje nienaruszalności podmiotu i swoboda jego rozwoju we wszystkich obszarach, co oznacza, że bezpieczeństwo obejmuje zespolenie trzech komponentów podstawowych, czyli zapewnienie trwania, przetrwania i rozwoju podmiotu (państwa), przy czym nie są to równorzędne składniki w tworzeniu systemu bezpieczeństwa. Ponadto wskazuje on, że bezpieczeństwo w syntetycznym ujęciu można bez większego błędu określić jako obiektywną pewność gwarancji nienaruszalnego przetrwania i swobód rozwojowych, zaś współczesne pojęcie bezpieczeństwa w ogólnym systemie pojęć i kryteriów bezpieczeństwa zajmuje pierwszoplanową pozycję w losach jednostek, społeczności lokalnych i narodów oraz państw (Pokruszyński, 2012, s. 64). Zatem stwierdzić można, że zagrożenie przestępczością wyklucza gwarancję nienaruszonego przetrwania i hamuje, o ile nie uniemożliwia, prawidłowy rozwój podmiotu.

2. Pojęcie i analiza przestępczości w Polsce

W myśl art. 1 § 1 Kodeksu karnego (t.j. Dz.U. 2016, poz. 1137) przestępstwem jest popełnienie czynu zabronionego pod groźbą kary według ustawy obowiązującej w czasie jego popełnienia. Pojęcie czynu zabronionego zostało natomiast zdefiniowane w art. 115 § 1 k.k. jako zachowanie o znamionach określonych w ustawie karnej. Zaznaczyć przy tym należy, że zgodnie z art. 1 § 2 i 3 k.k. nie stanowi przestępstwa czyn zabroniony, którego społeczna szkodliwość jest znikoma, oraz nie popełnia przestępstwa sprawca czynu zabronionego, jeżeli nie można przypisać mu winy. Cieślak (1995, s. 139) zwraca uwagę, że wykładnia dosłowna pojęcia „czyn zabroniony” dokonana na podstawie powyższego przepisu znaczy tylko to, że czyn jest objęty formalnym zakazem karnym, czyli wypełnia ustawowe znamiona czynu zabronionego.

Z prawnokarnego punktu widzenia przestępstwa dzieli się ze względu na dobra chronione. Według tego kryterium w części szczegółowej Kodeksu karnego klasyfikuje się przestępstwa między innymi przeciwko życiu i zdrowiu, bezpieczeństwu powszechnemu, wolności seksualnej i obyczajności, porządkowi publicznemu, mieniu, obrotowi gospodarczemu.

Natomiast ze względu na stopień społecznej szkodliwości można wyróżnić następujące rodzaje przestępstw (art. 7 i 8 k.k.):

- a) zbrodnię – jako czyn zagrożony karą pozbawienia wolności na czas nie krótszy niż trzy lata albo karą surowszą; zbrodnię można popełnić tylko umyślnie;
- b) występki – jako czyn zabroniony zagrożony grzywną powyżej trzydziestu stawek dziennych, karą ograniczenia wolności albo karą pozbawienia wolności przekraczającą miesiąc (stawka dzienna nie może być niższa od 10 zł ani też przekraczać 2000 zł); występki można popełnić nieumyślnie, jeżeli ustawa (Kodeks karny) tak stanowi.

W literaturze przedmiotu można również znaleźć pojęcie „przestępstwa pospolite”, które według *Słownika języka polskiego* (<http://sjp.pwn.pl/>) i podanej w nim etymologii słowa „pospolity” oznacza często zdarzający się, wszędzie spotykany, powszechnie występujący; to jest jakich wiele. Pojęcie to jest często utożsamiane z przestępstwami kryminalnymi jako tymi, które zostały popełnione z chęci zysku. Przestępstwa pospolite generalnie wiążą się – w ocenie społecznej – z większym stopniem naganności. Przestępstwami pospolitymi, które wzbudzają u ludzi stosunkowo największy i trwały lęk, są: kradzieże, kradzieże z włamaniami, napady i rozboje, bójki i pobicia oraz wandalizm.

Źródłami danych o skali przestępczości są głównie statystyki prowadzone przez instytucje stojące na straży bezpieczeństwa. W niniejszym artykule jako podstawę określenia poziomu przestępczości przyjęto statystykę policyjną opartą na danych wygenerowanych z systemu KSIP, sporządzaną na podstawie postępowań przygotowawczych prowadzonych **wyłącznie przez Policję** (<http://www.statystyka.policja.pl/st/kodeks-karny>).

Punktem wyjścia dla dalszego opisu danych jest wskazanie tendencji liczby przestępstw stwierdzonych jako zbioru wszystkich zdarzeń określanych jako przestępstwa na danym terenie w danym okresie, czyli w latach 2007–2016. Wyjaśnić przy tym należy, że pod pojęciem „przestępstw stwierdzonych” należy rozumieć przestępstwa będące zbrodnią lub występkiem, ścigane z oskarżenia publicznego, w tym także przestępstwa skarbowe, objęte postępowaniem, w wyniku którego potwierdzono zaistnienie czynu zabronionego, natomiast „przestępstwa wykryte” to przestępstwa stwierdzone, w których ustalono przynajmniej jednego podejrzanego w zakończonym postępowaniu przygotowawczym lub ustalono nieletniego, który według decyzji sądu rodzinnego popełnił czyn karalny do 2013 roku (od 2014 r. Policja nie prezentuje informacji o czynach karalnych nieletnich).

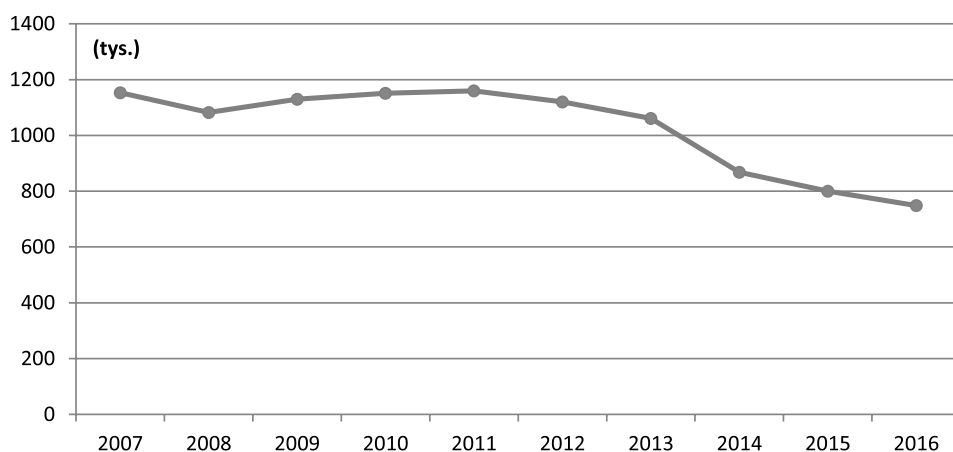
Jak wynika ze statystyk Policji, w 2007 roku stwierdzono 1 152 993 przestępstwa, z czego wskaźnik wykrywalności wyniósł 64,6%. Wskaźnik wykrywalności stanowi iloraz liczby przestępstw wykrytych (łącznie z wykrytymi po podjęciu

z umorzenia) i ogólnej liczby przestępstw stwierdzonych powiększonej o liczbę przestępstw wykrytych po podjęciu postępowań umorzonych w roku ubiegłym lub latach poprzednich – wyrażony w procentach.

Odpowiednio w latach 2008–2016 przedmiotowe dane prezentują się następująco: w 2008 roku – 1 082 057 przestępstw ze wskaźnikiem wykrywalności 65,9%, w 2009 roku – 1 129 577 ze wskaźnikiem wykrywalności 67,1%, w 2010 roku – 1 138 523 ze wskaźnikiem wykrywalności 67,9%, w 2011 roku – 1 159 554 ze wskaźnikiem wykrywalności 68,7%, w 2012 roku – 1 119 803 ze wskaźnikiem wykrywalności 67,8%, w 2013 roku – 1 061 239 ze wskaźnikiem wykrywalności 67,0%, w 2014 roku – 867 855 ze wskaźnikiem wykrywalności 65,2%, w 2015 roku – 799 779 ze wskaźnikiem wykrywalności 64,7%, a w 2016 roku – 748 646 ze wskaźnikiem wykrywalności 66,5%.

Kształtowanie się liczby przestępstw w Polsce w latach 2007–2016 przedstawiono na rysunku 1.

Rysunek 1. Liczba przestępstw stwierdzonych w Polsce w latach 2007–2016

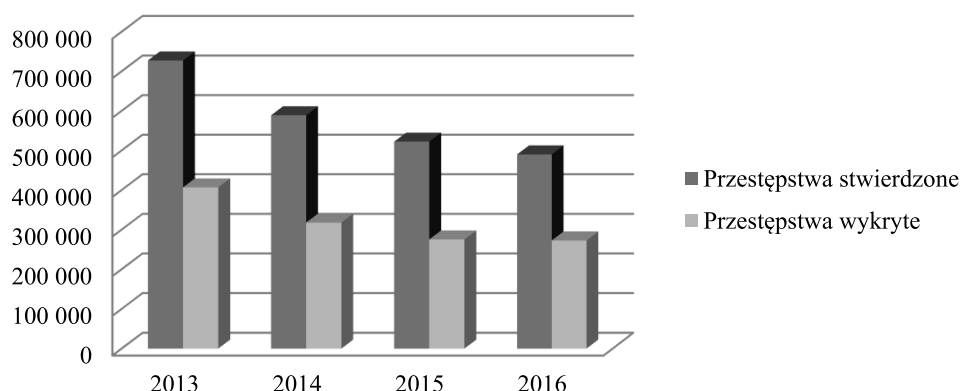


Źródło: Eurostat.

Koncentrując się na najistotniejszych z punktu widzenia poczucia bezpieczeństwa czynach zabronionych, czyli przestępstwach kryminalnych wybranych według siedmiu kategorii przestępstw (tj. bójka i pobicie, uszczerbek na zdrowiu, kradzież cudzej rzeczy, w tym samochodu, kradzież z włamaniem, rozbój – wymuszenia – kradzież rozbójnicza, uszkodzenie mienia), poziom przestępczości w Polsce w latach 2013–2016 i wskaźnik ich wykrywalności przedstawia się następująco: 2013 rok –

727 718 przestępstw ze wskaźnikiem 54,9%, 2014 rok – 589 147 ze wskaźnikiem 52,9%, 2015 rok – 522 546 ze wskaźnikiem 51,7% oraz 2016 rok 490 331 ze wskaźnikiem 55%. Zestawienie zaprezentowanych danych przedstawiono na rysunku 2.

Rysunek 2. Kształtowanie się liczby wybranych czynów zabronionych (stwierdzonych i wykrytych) w Polsce w latach 2013–2016



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Komendy Głównej Policji.

Analizując przedstawione dane, obserwujemy spadek liczby popełnianych przestępstw, w tym przestępstw kryminalnych, w latach 2007–2016, co wpisuje się w tendencję spadkową liczby stwierdzanych przestępstw obserwowaną w Polsce już od kilkunastu lat. W 2016 roku odnotowano spadek liczby przestępstw ogółem o 6,39%, a przestępstw kryminalnych o 6,17% w stosunku do roku poprzedniego przy jednoczesnym wzroście wskaźnika wykrywalności.

3. Wpływ przestępczości na deklarowane poczucie bezpieczeństwa

Opierając się na danych zaprezentowanych przez CBOS (2016, 2017), można wskazać wzajemny stosunek poczucia bezpieczeństwa i poziomu przestępczości.

Badania, których wyniki przedstawiam, zostały przeprowadzone metodą wywiadów bezpośrednich (*face-to-face*) wspomaganych komputerowo 12–19 marca 2016 roku na liczącej 1007 osób reprezentatywnej próbie losowej dorosłych mieszkańców Polski oraz 30 marca – 6 kwietnia 2017 roku na liczącej 1075 osób reprezentatywnej próbie losowej dorosłych mieszkańców Polski. Na podstawie uzyskanych wyników

ustalono, że większość badanych nie obawia się, że może się stać ofiarą przestępstwa (60%), a osoby mające takie obawy pozostają w mniejszości (38%). Blisko połowa badanych (48%) nie odczuwa obaw ani o siebie, ani o najbliższą rodzinę. Mniej niż co dziesiąty badany (8%) odczuwa duże zagrożenie przestępczością.

W 2016 roku oceny stanu bezpieczeństwa w Polsce osiągają wysoki poziom. Zdecydowana większość badanych (80%) uważa Polskę za kraj, w którym żyje się bezpiecznie, natomiast negatywne stanowisko zajmuje tylko 16% ankietowanych. W 2017 roku poziom poczucia bezpieczeństwa w Polsce wyraźnie wzrasta, osiągając 89% odpowiedzi twierdzących przy jednoczesnym spadku liczby osób wskazujących na poczucie zagrożenia (9%).

W celu zbadania prawidłowości statystycznych w zakresie dynamiki (tendencji rozwojowych) oraz związków pomiędzy liczbą przestępstw, poczuciem zagrożenia i sytuacją ekonomiczną w Polsce w latach 2007–2016, analizie poddano następujące zmienne: zbrodnie zarejestrowane przez Policję, deklarowane zagrożenie przestępczością, przemocą lub wandalizmem – badanie UE-SILC, stopę bezrobocia rejestrowanego, PKB *per capita*, odsetek ludności zagrożonej ubóstwem lub wykluczeniem społecznym.

Tabela 2. Liczba przestępstw, poczucie zagrożenia i podstawowe zmienne ekonomiczne w Polsce w latach 2007–2016

Lata	Zbrodnie zarejestrowane przez Policję (tys.)	Deklarowane zagrożenie przestępczością, przemocą lub wandalizmem – badanie UE-SILC	Stopa bezrobocia rejestrowanego (%)	PKB <i>per capita</i> (zł)	Odsetek ludności zagrożonej ubóstwem lub wykluczeniem społecznym (%)
2007	1153	8,0	11,2	30 873	34,4
2008	1082	7,3	9,5	33 446	30,5
2009	1130	6,7	12,1	35 681	27,8
2010	1151	6,5	12,4	37 505	27,8
2011	1160	6,3	12,5	40 649	27,2
2012	1120	6,3	13,4	42 285	26,7
2013	1061	6,4	13,4	43 027	25,8
2014	868	6,4	11,4	44 678	24,7
2015	800	5,8	9,7	46 812	23,4
2016	748	5,6	8,2	48 166	21,9

Źródło: Eurostat, Bank Danych Lokalnych i Rachunki kwartalne Produktu Krajowego Brutto w latach 2007–2011 i 2012–2016, GUS.

W zakresie zmian w czasie wyselekcjonowanych zmiennych wykorzystano przyrosty i indeksy statystyczne. Podstawową zmienną informującą o rzeczywistym poziomie bezpieczeństwa jest liczba przestępstw popełnionych w określonym czasie (np. w skali jednego roku).

W latach 2007–2016 ukształtowała się malejąca tendencja rozwojowa liczby przestępstw w Polsce. Liczba ta spadła o 404,5 tys. przestępstw, z poziomu 1153 tys. zdarzeń zarejestrowanych przez Policję w 2007 roku do poziomu 748 tys. zdarzeń w 2016 roku, co oznacza spadek o 31,1% w tym czasie, czyli o 4,7% średnio z roku na rok.

W przypadku poczucia zagrożenia przestępczością, przemocą lub wandalizmem w analizowanym okresie ukształtowała się również tendencja spadkowa, co oznacza, że wraz ze spadkiem liczby przestępstw w Polsce poczucie bezpieczeństwa mieszkańców rosło. Odsetek deklarujących zagrożenie przestępczością, przemocą lub wandalizmem w 2007 roku wyniósł 8,0% i spadł do poziomu 5,6% w 2016 roku, czyli o 2,4 p.p.

W tym czasie zmienne ekonomiczne wykazywały różne tendencje rozwojowe, w zależności od ich charakteru. Jeśli chodzi o stopę bezrobocia, to w wyniku kryzysu światowego w latach 2007–2012 ukształtowała się tendencja rosnąca (rys. 4). Dopiero w latach 2013–2016 widać wyraźny spadek stopy bezrobocia w Polsce. Stopa bezrobocia spadła z poziomu 13,4% w 2013 roku do najniższego poziomu po 1989 roku – 8,2% w 2016 roku.

W latach 2007–2016 systematycznie poprawiał się dobrobyt mieszkańców w Polsce mierzony wartością PKB w przeliczeniu na jednego mieszkańca. W analizowanym okresie zaobserwowano systematyczny (liniowy) wzrost PKB *per capita*. W 2007 roku wartość dóbr i usług wytworzonych w gospodarce w przeliczeniu na jednego mieszkańca wyniosła 30 872,8 zł, natomiast w 2016 roku już 48 166,2 zł, co oznacza wzrost o 56% w całym okresie i 5,1% średnio z roku na rok.

Wzrostowi dobrobytu mieszkańców towarzyszył spadek odsetka osób zagrożonych ubóstwem. Odsetek osób zagrożonych ubóstwem lub wykluczeniem społecznym w Polsce spadł z poziomu 34,4% w 2007 roku do 21,9% w 2016 roku. Średniorocznie odsetek osób zagrożonych ubóstwem lub wykluczeniem społecznym malał systematycznie w latach 2007–2016 o 4,9%.

Jak widać z przytoczonych tendencji rozwojowych dotyczących bezpieczeństwa i sytuacji ekonomicznej mieszkańców, istnieją silne korelacje pomiędzy tymi dwiema kategoriami zmiennych. Oznacza to, że wraz z poprawą sytuacji ekonomicznej spada nie tylko poziom przestępczości, ale również poprawia się poczucie bezpieczeństwa mieszkańców. Potwierdza to także przeprowadzona analiza korelacji.

Tabela 3. Macierz współczynników korelacji liniowej Pearsona pomiędzy wyselekcjonowanymi zmiennymi

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
[1]	1	0,637	0,698	-0,780	0,761
[2]	0,637	1	0,145	-0,927	0,970
[3]	0,698	0,145	1	-0,193	0,230
[4]	-0,780	-0,927	-0,193	1	-0,957
[5]	0,761	0,970	0,230	-0,957	1

[1] Zbrodnie zarejestrowane przez Policję według kategorii przestępstw (tys.).

[2] Deklarowane zagrożenie przestępczością, przemocą lub wandalizmem – badanie UE-SILC.

[3] Stopa bezrobocia rejestrowanego (%).

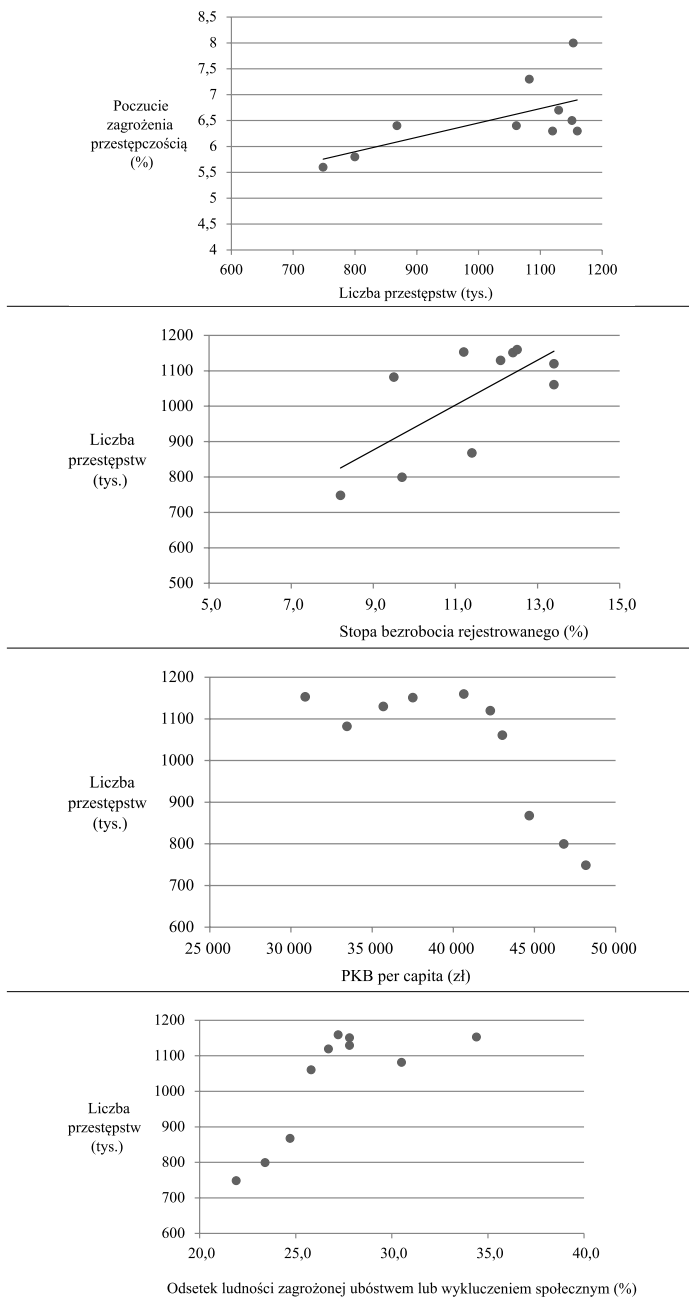
[4] PKB *per capita* (zł).

[5] Odsetek ludności zagrożonej ubóstwem lub wykluczeniem społecznym (%).

Źródło: obliczenia własne.

Wystąpiła dodatnia, umiarkowana korelacja pomiędzy poziomem przestępczości a poczuciem zagrożenia przestępczością przez mieszkańców (0,637). Silniejsze korelacje wystąpiły pomiędzy poziomem przestępczości a stopą bezrobocia (0,698), PKB *per capita* (-0,78), odsetkiem osób zagrożonych ubóstwem i wykluczeniem społecznym (0,761). Z badań wynika, że im wyższa stopa bezrobocia, tym wyższa liczba popełnionych przestępstw. Podobnie, im wyższy odsetek osób zagrożonych ubóstwem, tym wyższa liczba popełnionych przestępstw. W przypadku PKB *per capita* zależność miała charakter ujemny, co oznacza, że wraz ze wzrostem dobrobytu mieszkańców liczba przestępstw malała. Ciekawostką jest, że zaobserwowano silniejsze korelacje pomiędzy poczuciem zagrożenia przestępczością a PKB *per capita* (-0,927) i poczuciem zagrożenia przestępczością a odsetkiem osób zagrożonych ubóstwem lub wykluczeniem społecznym (0,970). Oznacza to, że poprawa sytuacji ekonomicznej mieszkańców silniej wpływa na poprawę poczucia bezpieczeństwa niż na poprawę samego poziomu bezpieczeństwa. Odpowiednie korelogramy (wykresy rozrzutu punktów) przedstawiono na rysunku 3.

Rysunek 3. Zależności pomiędzy podstawowymi zmiennymi dotyczącymi bezpieczeństwa i sytuacji ekonomicznej w Polsce w latach 2007–2016



Źródło: opracowanie własne.

Jak wskazuje Woźniak (2014, s. 136–137), można założyć tezę, że „poczucie bezpieczeństwa jest wypadkową wielu czynników wpływających na ogólną sytuację mieszkańców, bowiem im niższy poziom poczucia bezpieczeństwa, tym bardziej ograniczony obszar aktów działania mieszkańców, ich swobody życia i aktywności, niezależności, ochrony poziomu i jakości życia – to stan poczucia niepewności i zagrożeń wolności i degradacji. Wysoki poziom poczucia bezpieczeństwa społecznego obejmuje zaspokojenie potrzeb: istnienia, przestrzeni, pracy, pewności, stabilności życia mieszkańców”.

Na podstawie przedstawionych wyżej danych można również stwierdzić, że poziom świadomości Polaków dotyczący postrzegania bezpieczeństwa jako wartości, a nie wyłącznie indywidualnej potrzeby, także wzrasta. Niewątpliwie na taki dyskurs częściowo wpływ ma też sytuacja międzynarodowa, w tym wszechobecne w mediach informacje o atakach terrorystycznych w Europie.

Posumowanie

Na podstawie wyłącznie danych dotyczących poziomu przestępczości w Polsce zaobserwować można pozytywne tendencje, które utrzymują się w latach 2007–2016, a mianowicie:

- zmniejszenie się ogólnej liczby przestępstw, w tym przestępstw kryminalnych,
- wzrost wykrywalności przestępstw.

Obserwując spadek liczby popełnianych w Polsce przestępstw przy jednoczesnym wzroście wskaźnika ich wykrywalności, można wysnuć tezę, iż poziom bezpieczeństwa jest determinowany przez poziom przestępczości odnotowywany w danym miejscu, w danym czasie i jest to stosunek odwrotnie proporcjonalny (im niższa liczba przestępstw, tym wyższe poczucie bezpieczeństwa). Jest to niewątpliwie twierdzenie uproszczone, choć usprawiedliwione. W pierwszej części niniejszego artykułu przedstawiono wiele definicji bezpieczeństwa oraz podejść do badania tego zagadnienia. Dlatego też bezsprzecznie podkreślić należy, że bezpieczeństwo zależy od wielu czynników, zarówno w kontekście jego wzrostu, jak i spadku, a nie wyłącznie od poziomu przestępczości, co wykazano w trzeciej części artykułu. Niewątpliwie jednak zapewnienie na odpowiednim poziomie ładu i bezpieczeństwa publicznego należy do podstawowych funkcji państwa zarówno na poziomie centralnym, jak i lokalnym. Realizacja tej funkcji następuje poprzez podejmowanie

wielokierunkowych działań, zaś przeciwdziałanie przestępczości i podnoszenie jej wykrywalności współcześnie stanowi jedną z podstawowych strategii państwa traktowaną nawet jako jedna z kategorii usług publicznych.

Literatura

- Cieślak, M. (1995). *Polskie prawo karne. Zarys systemowego ujęcia*. Warszawa: PWN.
- Badanie EU – SILC. *Europejskiego Badania Warunków Życia*. Pobrane z: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (28.10.2017).
- CBOS (2016). *Opinie o bezpieczeństwie i zagrożeniu przestępczością*. Pobrane z: http://www.cbos.pl/SPISKOM.POL/2016/K_061_16.PDF (16.06.2017).
- CBOS (2017). *Opinie o bezpieczeństwie i zagrożeniu przestępczością*. Pobrane z: http://www.cbos.pl/SPISKOM.POL/2017/K_048_17.PDF (16.06.2017).
- Eibl-Eibesfeldt, I. (1987). *Miłość i nienawiść*. Warszawa: PWN.
- <http://www.statystyka.policja.pl/st/kodeks-karny> (17.06.2017).
- Kochanek, E. (2011). Współczesne interpretacje bezpieczeństwa narodowego. *Przegląd Humanistyczny. Pedagogika, Politologia, Filologia*, 5, 132–143.
- Koziej, S. (2011). Bezpieczeństwo: istota, podstawowe kategorie i historyczna ewolucja. *Bezpieczeństwo Narodowe*, 18, 19–39.
- Kukułka, J. (1982). Bezpieczeństwo a współpraca europejska: współzależności i sprzeczności interesów. *Sprawy Międzynarodowe*, 7, 29–40.
- Nowakowski, Z., Szafran, H., Szafran, R. (2009). *Bezpieczeństwo w XXI wieku. Strategie bezpieczeństwa narodowego Polski i wybranych państw*. Rzeszów: Wyd. RS Druk Drukarnia.
- Pokruszyński, W. (2012). *Bezpieczeństwo. Teoria i praktyka*. Józefów: Wyd. WSGE im. Alcide De Gasperi.
- Przestępstwa ogółem*. Pobrane z: <http://statystyka.policja.pl/st/przestepstwa-ogolem/1219-40,Przestepstwa-ogolem.html> (17.06.2017).
- Raport MSWiA o stanie bezpieczeństwa w Polsce w 2015 r.* Pobrane z: <https://bip.mswia.gov.pl/bip/raport-o-stanie-bezpie/18405,Raport-o-stanie-bezpieczenstwa.html> (16.06.2017).
- Słownik języka polskiego PWN*. Pobrane z: <http://sjp.pwn.pl/> (8.06.2017).
- Stańczyk, J. (1996). *Współczesne pojmowanie bezpieczeństwa*. Warszawa: Instytut Studiów Politycznych PAN.
- Strategia Bezpieczeństwa Narodowego Rzeczypospolitej Polskiej 2014 r.* Pobrane z: <https://www.bbn.gov.pl/ftp/SBN%20RP.pdf> (5.06.2017).
- Świniarski, J. (1997). *O naturze bezpieczeństwa. Prolegomena do zagadnień ogólnych*. Warszawa, Pruszków: ULMAK.

- Wawrzusiszyn, A. (2011). *Pojęcie i istota bezpieczeństwa*. W: J. Stawnicka, B. Wiśniewski, R. Socha (red.), *Zarządzanie kryzysowe. Teoria, praktyka, konteksty, badania* (s. 9–19). Szczytno: Wyd. WSPol.
- Woźniak, R.B. (2014). *Społeczne wymiary bezpieczeństwa wewnętrznego w mieście portowym*. *Edukacja Humanistyczna*, 1 (30), 133–149.

SECURITY VERSUS CRIME LEVEL IN POLAND IN 2007–2016

Abstract

The article includes characteristics of the security idea, its typology and an approach to define the crime concept. In order to determine the crime level in Poland through the specific time-lapse the following report presents data from the police statistics along with the sense of security level rated in the specific CBOS research. The purpose of the following report is to evaluate the data dependency between the crime level and the sense of security in Poland in the years of 2007–2016.

Translated by Tomasz Pawlak

Keywords: security, crime, police statistics

JEL Codes: F52, H56



Bogdan Włodarczyk*

Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie

PROGNOZOWANIE ZMIENNOŚCI STÓP ZWROTU NA RYNKACH ZŁOTA I SREBRA Z UWZGLĘDNIENIEM EFEKTU ASYMETRII I DŁUGIEJ PAMIĘCI

Streszczenie

W artykule dokonano analizy znaczenia efektu asymetrii i długiej pamięci w modelowaniu i prognozowaniu warunkowej zmienności oraz ryzyka rynkowego na rynku towarowym na przykładzie złota i srebra. Wykorzystano szeroki zestaw liniowych i nieliniowych modeli typu GARCH. Analiza prognoz wewnątrz próby (*in-sample*) i spoza próby (*out of sample*) wykazała, że zmienność stóp zwrotu dla złota i srebra jest w dokładniejszy sposób opisywana przez nieliniowe modele zmienności wykorzystujące długą pamięć i efekt asymetrii. W szczególności model FIAPARCH okazał się najlepszy do budowy prognoz VaR dla długich i krótkich pozycji. Model ten również generował najniższą liczbę naruszeń zasad bezpieczeństwa sformułowanych w Umowie Kapitałowej Bazylea II, osiągając poziom ekspozycji na ryzyko przy 99-procentowym przedziale ufności.

Słowa klucze: prognozowanie zmienności cen, rynek towarowy

Wprowadzenie

Zagadnienia teoretyczne w obrębie rynków towarowych bardzo często koncentrują się na zależnościach zachodzących pomiędzy zmianami cen towarów oraz wpływie transmisji informacji na stopy zwrotu. Badania nad zmiennością rynkową zyskują na popularności w miarę wzrostu samej zmienności i znaczenia inwestycyjnego towarów

* Adres e-mail: bogdan.wlodarczyk@uwm.edu.pl

(Kang, Yoon, 2013; Thuraishamy, Sharma, Ahmed, 2013; Vivian, Wohar, 2012). Rosnące zainteresowanie wynika również z faktu, że towarowe stopy zwrotu posiadają pewne empirycznie weryfikowalne cechy, takie jak: anormalny rozkład, efekt asymetrii, załamania strukturalne oraz tak zwane grube ogony rozkładu (*fattails*) (Aloui, Mabrouk, 2010; Cheng, Hung, 2011). Charakterystyki te wpływają na trafność prognoz i dlatego wymagają prowadzenia doświadczeń z różnymi modelami zmienności.

Istotnym aspektem w tym względzie jest związek ryzyka z dochodem, co stworzyło podstawy teoretycznych i praktycznych założeń procesu zarządzania ryzykiem (Tarczyński, Mojsiewicz, 2001). Klasyczne podejście do tego zagadnienia skupiało się głównie na dynamice zmienności w odniesieniu do ceny pojedynczego towaru lub rozprzestrzeniania w czasie zmienności na wiele towarów. Badanie przeprowadzono z wykorzystaniem standardowych modeli zmienności. Nowsze badania starają się zgromadzić zróżnicowane charakterystyki zmienności pojedynczych towarów lub ich grup w celu określenia metodycznego zestawu narzędzi pozwalających na bardziej precyzyjne przewidywanie zmienności rynkowej cen i stóp zwrotu (Arouri, Hammoudeh, Lahiani, Nguyen, 2012a; Wei, Wang, Huang, 2010). Badania nad ryzykiem na rynkach towarowych wykorzystują często podejście oparte na jednej z częściej stosowanych miar ryzyka, jaką jest VaR. Najlepszy do modelowania zmienności stóp zwrotu jest taki model, za pomocą którego otrzymuje się najdokładniejsze prognozy i szacunki VaR (Jajuga, 2000).

W niniejszym artykule dokonano próby oceny adekwatności liniowych i nieliniowych modeli prognostycznych, wykorzystując, zgodnie z podejściem opartym na VaR, zróżnicowane kryteria oceny i prognozowania. Poprawność analityczna modelowania cen surowców jest ważna w kontekście wyceny aktywów finansowych zaangażowanych w rynek towarowy. Złoto i srebro jest nie tylko surowcem przemysłowym, lecz także elementem inwestycji i spekulacji rynków finansowych. Pierwszym celem badań było zweryfikowanie przydatności modeli klasy GARCH w modelowaniu warunkowej zmienności cen (stóp zwrotu) oraz ryzyka rynkowego (VaR) dla złota i srebra, biorąc pod uwagę długą pamięć oraz efekty asymetrii. Zjawisko długiej pamięci i asymetrii zostało uwzględnione nie tylko w odniesieniu do modelowania zmienności, ale również do poprawy dokładności oszacowań VaR i prognoz. Drugim celem badań było porównanie możliwości prognostycznych modeli klasy GARCH, przy zastosowaniu analizy spoza próby, przy wykorzystaniu typowych kryteriów oceny oraz podejścia opartego na VaR dla długich i krótkich pozycji. Dokonano także oceny przydatności ekonomicznej otrzymanych rezultatów dzięki oszacowaniu wymogów kapitałowych opartych na standardzie Bazylei II. W tym celu wykorzystano estymacje VaR zrealizowane za pomocą przyjętych do analizy modeli klasy GARCH.

1. Przegląd literatury

Jedno z najnowszych podejść w rozważaniach na temat asymetrycznej zmienności rynków towarowych charakteryzuje się próbami połączenia w ramach jednego modelu wielu charakterystyk zmienności. Z tego też powodu sprawdza się zarówno symetryczność, jak i asymetryczność efektów oraz długą pamięć zmienności cen towarów pojedynczo i w określonych grupach (Aloui, Mabrouk, 2010). Rozpoznanie długozasięgowej zależności (*long-rangedependence*) w obszarze zmienności cen na rynkach towarowych jest bardzo ważne z punktu widzenia prognozowania, co z kolei ma wpływ na wycenę aktywów z rynku finansowego, stosowanie hedgingu oraz zarządzanie ryzykiem.

Choi i Hammoudeh (2009) stwierdzili, że jednowymiarowe modele GARCH uwzględniające efekt długiej pamięci szeregów czasowych wykazywały lepsze możliwości prognostyczne dla zmienności cen towarów (ropy i produktów rafinacji) od standardowych modeli GARCH. McKenzie, Mitchell, Brooks i Faff (2009) podczas badań nad adekwatnością zastosowania jednowymiarowego modelu ARCH do modelowania rynku metali szlachetnych nie zaobserwowali występowania efektów asymetrii. Hammoudeh (2009) wykorzystał jednowymiarowy model z rodziny GARCH do oceny warunkowej zmienności cen trzech metali (złota, srebra i miedzi), eliminując przy tym wpływ czynników zakłócających, takich jak szoki cenowe na globalnym rynku ropy oraz poziom stóp zwrotu trzymiesięcznych amerykańskich bonów skarbowych.

Hammoudeh, Yuan, McAleer i Thompson (2010), prowadząc badania nad zmiennością, zajęli się korelacyjnymi zależnościami i współzależnościami dla czterech głównych metali szlachetnych, biorąc pod uwagę czynnik geopolityczny w ramach wielowymiarowej analizy. Przeprowadzono również ocenę wpływu otrzymanych wyników na decyzje portfelowe i strategie hedgingowe. Sformułowane wnioski zwracają uwagę w ocenie długo- i krótkookresowych zależności na duże znaczenie informacji i historycznej zmienności cen. Vivian i Wohar (2012), łącząc procedurę iteracyjnej sumy kumulacyjnej kwadratów z modelem GARCH (1,1), starali się określić istnienie strukturalnych załamań zmienności bieżących stóp zwrotu dla 28 towarów, w tym energii i metali szlachetnych. Stwierdzono dowody na załamania zmienności cen towarów w trakcie kryzysu lat 2007–2010 na tle pełnego przedziału czasowego próby (1985–2010) (Vivian, Wohar, 2012). Dla większości badanych metali efekt podwójnej długiej pamięci najlepiej został uchwycony przez model ARFIMA-FIGARCH (Arouri i in. 2012; Wei i in., 2010).

2. Metodyka badania

Efekt długiej pamięci oraz asymetria zmienności uważane są obecnie za typowe charakterystyki stóp zwrotu na rynkach towarowych. Asymetria zmienności istnieje wówczas, kiedy negatywne szoki rynkowe mają silniejszy wpływ na kształtującą się zmienność niż szoki pozytywne. Najbardziej oczywistym skutkiem istnienia efektu długiej pamięci jest możliwość precyzyjnego prognozowania szeregów czasowych (Elder, Serletis, 2008). Wysoki poziom efektu długiej pamięci może oznaczać, że cena danego towaru długookresowo odbiega *in plus* lub *in minus* od punktu równowagi (Doman, Doman, 2009).

W badaniu porównawczym przyjęto cztery liniowe modele rodziny GARCH, takie jak: GARCH, IGARCH, EGARCH oraz RiskMetrics. Oprócz tego wykorzystano trzy modele nieliniowe GARCH: FIGARCH, FIAPARCH oraz HYGARCH. Modele liniowe stanowią w pewnym sensie podstawową grupę, na przykładzie której sprawdzono możliwości uchwycenia persystencji zmienności, asymetrii czy nieskończonej persystencji. Modele nieliniowe posłużyły natomiast do oceny odrębnego i równoczesnego ujęcia efektów długiej pamięci i asymetrii. Następnie przedstawiono wykorzystanie kryteriów oceny i podejścia opartego na VaR do porównania modeli zmienności pod względem możliwości predykcyjnych opartych na analizie danych spoza próby. Do modelowania średniej warunkowej wykorzystano autoregresję rzędu pierwszego, a także przyjęto klasę modeli GARCH (1,1) do porównania ich możliwości. Specyfikację przeprowadzono na podstawie kryteriów informacyjnych: Akaike (AIC) oraz Schwarza (BIC).

Do pomiaru możliwości predykcyjnych siedmiu modeli z rodziny GARCH i wyboru najlepszego wykorzystano następujące kryteria: średni błąd bezwzględny (MAE) oraz średni bezwzględny błąd procentowy (MAPE). Oszacowano za pomocą konkurujących modeli prognozy zmienności stóp zwrotu na złocie i srebrze (spoza próby) dla okresu jednodniowego i dwudziestodniowego. Model, który charakteryzował się najniższą średnią błędą prognoz, był typowany jako najlepszy pod względem możliwości predykcyjnych. Możliwości prognozowania są kluczowym elementem badań nad szeregami czasowymi ze względu na znaczenie prognoz w procesie podejmowania decyzji (Miciuła, 2014).

Następnie wykorzystano miarę ryzyka VaR dla długiej i krótkiej pozycji transakcyjnej w okresie t . Niezbędna do wyznaczenia VaR prognozowana wielkość dziennej warunkowej średniej oraz odchylenia standardowego stóp zwrotu dla złota i srebra uzyskane zostały za pomocą modelu GARCH. Dla każdej serii stóp zwrotu został obliczony VaR przy przyjętych poziomach istotności od 5 do 0,25%. Dalej została

wykonana ocena oszacowań modelu GARCH-VaR poprzez wyznaczenie empirycznej stopy przekroczeń (*failurerate*) VaR dla lewych i prawych ogonów rozkładów stóp zwrotu. Stopa przekroczeń rozumiana jest jako liczba przekroczeń oszacowanej wartości VaR przez serię stóp zwrotu dla danych towarów. Jeżeli stopień przekroczeń jest równy założonemu poziomowi istotności, można stwierdzić prawidłowość specyfikacji modelu ekonometrycznego wykorzystanego do estymacji VaR. Hipoteza ta została przetestowana za pomocą testu Kupca (Kupiec, 1995).

3. Charakterystyka danych

Dane przyjęte w badaniu obejmują ceny bieżące i trzymiesięczne ceny *futures* dla złota oraz srebra. Źródłem danych była giełda COMEX z serwisu Bloomberg. Zakres czasowy obejmuje okres od 20 lutego 2000 roku do 31 czerwca 2014 roku, przy czym próba danych cenowych sporządzona została dla przedziału czasowego od 20 lutego 2000 roku do 31 grudnia 2012 roku, podczas gdy okres spoza próby obejmuje przedział od 1 stycznia 2013 roku do 31 czerwca 2014 roku. Stopy zwrotu zostały skalkulowane jako logarytmiczne dzienne stopy zwrotu dla dwóch kolejnych cen. W tabeli 1 przedstawiono statystyki opisowe otrzymanych dziennych stóp zwrotu dla inwestycji w złoto i srebro. W części pierwszej ujęto średnie stopy zwrotu (dla złota 0,049%, dla srebra 0,062%), przy czym były one dodatnie w całym okresie badań.

Analizując wskaźnik Sharpe'a dla okresu czasu próbkki, złoto stanowiło lepszą inwestycję. Skośność rozkładu dla złota jest dodatnia, a dla srebra ujemna. Stąd bardziej prawdopodobne jest zaobserwowanie dodatniej stopy zwrotu w przypadku złota, natomiast ujemnej w przypadku srebra. Wszystkie badane serie stóp zwrotu charakteryzują się leptokurtycznością (większym skupieniem wokół średniej i grubszymi ogonami niż rozkład normalny), co uwiadamia nadmiar kurtozy. Test Jarque-Bera potwierdził odchylenie od rozkładu normalnego, natomiast test Engle'a na warunkową heteroskedastyczność oraz test Ljunga-Boxa dostarczają dowodu na wystąpienie efektu ARCH (grupowania się wariancji stóp zwrotu). Kolejne testy pierwiastka jednostkowego w części drugiej tabeli: ADF, Kwiatkowskiego-Philipsa-Schmidta-Shina (KPSS) oraz Zivota-Andrewsa (Zivot, Andrews, 1992) potwierdziły stacjonarność badanych szeregów czasowych stóp zwrotu dla złota i srebra. Test Zivota-Andrewsa jest przy tym odporny na występowanie potencjalnych załamań strukturalnych. Biorąc pod uwagę całokształt stylizowanych faktów szeregów stóp zwrotu dla złota i srebra, podjęto decyzje o zaaplikowaniu modeli klasy GARCH do modelowania warunkowej zmienności.

Tabela 1. Statystyki opisowe szeregu czasowego stóp zwrotu dla złota i srebra oraz testy pierwiastka jednostkowego

Wyszczególnienie	Złoto		Srebro	
	Ceny bieżące	Ceny terminowe	Ceny bieżące	Ceny terminowe
<i>Statystyki opisowe</i>				
Średnia (%)	0,049	0,049	0,062	0,062
Odchylenie standardowe	1,132	1,145	1,967	1,897
Wskaźnik Sharpe'a	0,054	0,052	0,043	0,044
Skośność	0,068	0,182	-0,417	-0,782
Kurtoza	5,256	6,129	7,993	7,582
JB	3563,8***	4491,1***	8623,7***	7534,1***
Q ² (10)	497,26***	315,03***	279,35***	502,13***
ARCH(4)	49,923***	38,151***	22,35***	38,772***
<i>Testy pierwiastka jednostkowego</i>				
ADF	-31,89***	-32,76***	-31,46***	-33,11***
KPSS	0,211	0,189	0,253	0,223
Zivot-Andrews	-55,823***	-25,413***	-61,566***	-58,244***

JB, Q2(10) i ARCH(4) odnoszą się do statystyk testu Jarquea-Bera, Ljunga-Boxa oraz Engle'a ADF i KPSS.

Źródło: badania własne.

4. Wyniki badań

Do rozpoznania efektu długiej pamięci dla warunkowej średniej i wariancji stóp zwrotu oraz kwadratów stóp zwrotu badanych metali zostały wykorzystane testy: test oparty na statystyce GPH regresji log-periodogramu (Geweke, Porter-Hudak, 1983) oraz gaussowski test semiparametryczny GPS (Robinson, 1995) (tab. 2). Stwierdzono słabe dowody na występowanie efektu długiej pamięci w badanych szeregach czasowych stóp zwrotu, po tym jak na podstawie powyższych testów nie udało odrzucić hipotezy zerowej o braku długookresowej zależności przy 5-procentowym poziomie istotności. Po podniesieniu stóp zwrotu do kwadratu oba testy ostatecznie pozytywnie zweryfikowały hipotezę o obecności efektu długiej pamięci przy 1-procentowym poziomie istotności.

Tabela 2. Statystyki testów długiej pamięci

	Złoto		Srebro		Złoto		Srebro	
	Bieżące	Terminowe	Bieżące	Terminowe	Bieżące	Terminowe	Bieżące	Terminowe
	Test GPH dla stóp zwrotu				Test GPH dla kwadratów stóp zwrotu			
$m = T^{0.5}$	-0,113	-0,097	-0,326	-0,053	0,464	0,425	0,401	0,534
	(0,269)	(0,293)	(0,717)	(0,623)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$m = T^{0.6}$	-0,115	-0,106	-0,011	-0,013	0,356	0,322	0,423	0,434
	(0,063)	(0,074)	(0,739)	(0,705)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
	Test GSP dla stóp zwrotu				Test GSP dla kwadratów stóp zwrotu			
$m = T/4$	0,007	-0,012	0,002	0,008	0,218	0,201	0,163	0,197
	(0,839)	(0,722)	(0,903)	(0,783)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$m = T/8$	-0,079	-0,081	-0,009	-0,008	0,303	0,281	0,342	0,364
	(0,069)	(0,067)	(0,789)	(0,803)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

m – szerokość pasma wykorzystaną dla testów GPH i GPS.

T – całkowita liczba obserwacji.

Prawdopodobieństwo testowe (p -value) zawarto w nawiasach.

Źródło: badania własne.

Dla każdej serii danych stóp zwrotu zastosowano formułę warunkowej średniej zawierającą wyraz wolny oraz składnik autoregresyjny, natomiast warunkowa wariancja była modelowana przez modele GARCH wykorzystujące empirycznie stylizowane fakty szeregów czasowych stóp zwrotu, takie jak: persystencja, nieliniowość, asymetria oraz długa pamięć. Modele te były estymowane przy wykorzystaniu rozkładu t-Studenta oraz metody Quasi-Największej Wiarygodności (QML). W tabelach 3 i 4 zaprezentowano estymacje parametrów funkcji oraz testy diagnostyczne zastosowane do standaryzowanych reszt modeli GARCH. W przypadku złota stwierdzono znaczącą przewidywalność terminowych stóp zwrotu dla modelu FIAPARCH. Podczas gdy współczynniki odnoszące się do składników GARCH charakteryzowały się wysoką istotnością, współczynniki związane ze składnikami ARCH wykazały statystyczną nieistotność w pięciu na czternaście przypadków. Niewielka wartość współczynników ARCH może oznaczać, że zmienność stóp zwrotu dla złota nie charakteryzuje się gwałtownymi reakcjami w czasie. Współczynnik dźwigni (δ) dla modelu EGARCH jest statystycznie istotny i posiada dodatnią wartość, co oznacza, że dodatnie szoki cenowe mają w przypadku złota większy wpływ na warunkową zmienność niż szoki negatywne. Ta obserwacja jest w pełni spójna z parametrami modeli FIAPARCH, gdzie parametry APARCH (γ) są ujemne i statystycznie istotne. Biorąc pod uwagę kryteria Log (L), AIC oraz BIC, model FIAPARCH jest najlepiej dopasowany do szeregów czasowych bieżących i terminowych stóp zwrotu dla złota.

Tabela 3. Parametry modeli GARCH dla złota

	Bieżące stopy zwrotu (<i>spot</i>)						Terminowe stopy zwrotu (<i>futures</i>)							
	GARCH	IGARCH	RM	EGARCH	FIGARCH	FIAPARCH	HYGARCH	GARCH	IGARCH	RM	EGARCH	FIGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Const(w)	0,421*** (0,152)	0,422*** (0,143)	0,401*** (0,134)	0,429*** (0,128)	0,414*** (0,141)	0,482*** (0,142)	0,419*** (0,141)	0,468*** (0,161)	0,457*** (0,142)	0,447*** (0,151)	0,421*** (0,153)	0,498*** (0,152)	0,562*** (0,158)	0,485*** (0,151)
AR(1)	-0,026 (0,016)	-0,027 (0,016)	-0,025 (0,017)	-0,024 (0,018)	-0,025 (0,018)	-0,025 (0,019)	-0,026 (0,016)	-0,022 (0,017)	-0,022 (0,017)	-0,019 (0,018)	-0,024 (0,017)	-0,021 (0,017)	-0,028** (0,016)	-0,024 (0,017)
Const (p)	0,081** (0,034)	0,085*** (0,044)		0,131*** (0,021)	0,089** (0,046)	0,321 (0,263)	0,087** (0,039)	0,081** (0,038)	0,080** (0,037)		0,121*** (0,024)	0,672*** (0,236)	0,453 (0,341)	0,084 (0,061)
ARCH	0,058*** (0,010)	0,055*** (0,008)	0,05	0,088*** (0,012)	0,032 (0,072)	-0,004 (0,043)	0,031 (0,069)	0,051*** (0,007)	0,053*** (0,007)	0,04	0,082*** (0,011)	0,312*** (0,048)	-0,054 (0,040)	-0,022 (0,067)
GARCH	0,937*** (0,008)	0,938*** (0,018)	0,93	0,943*** (0,003)	0,935*** (0,018)	0,958*** (0,014)	0,933*** (0,024)	0,952*** (0,008)	0,954*** (0,008)	0,93	0,982*** (0,001)	0,667*** (0,058)	0,963*** (0,012)	0,954*** (0,028)
EGARCH(δ)				0,062*** (0,008)							0,052*** (0,008)			
d					0,468*** (0,103)	0,536*** (0,156)	0,479*** (0,055)					0,378*** (0,048)	0,424*** (0,062)	0,436*** (0,002)
APARCH(γ)						-0,702*** (0,242)							-0,689*** (0,201)	
APARCH(δ)						1,255*** (0,173)							1,192 (0,128)	
t-Studenta	3,788*** (0,298)	3,839*** (0,259)	4,589*** (0,278)	4,248*** (0,345)	3,842** (0,255)	4,352*** (0,361)	3,789*** (0,310)	3,958*** (0,346)	3,9219*** (0,286)	4,675*** (0,291)	4,212*** (0,351)	3,909*** (0,292)	4,382*** (0,387)	3,948*** (0,362)
Log(L)	9331,23	9331,52	9322,43	9271,14	9332,78	9353,44	9328,99	9181,12	9186,17	9158,33	9121,12	9181,77	9202,21	9182,41

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Testy														
AIC	-6,468	-6,469	-6,461	-6,425	-6,468	-6,480	-6,467	-6,366	-6,367	-6,359	-6,322	-6,366	-6,377	-6,365
BIC	-6,460	-6,463	-6,459	-6,412	-6,457	-6,475	-6,454	-6,349	-6,352	-6,349	-6,298	-6,346	-6,353	-6,343
ARCH(5)	1,290 (0,15)	1,290 (0,15)	2,162 (0,048)	1,678 (0,153)	1,285 (0,158)	1,623 (0,01)	1,278 (0,158)	1,758 (0,11)	1,78 (0,11)	0,678 (0,637)	0,887 (0,452)	1,183 (0,21)	1,263 (0,12)	1,162 (0,19)
Q2(10)	15,332 (0,09)	14,87 (0,09)	12,21 (0,09)	9,821 (0,264)	15,22 (0,08)	12,12 (0,19)	14,93 (0,08)	10,15 (0,17)	10,18 (0,17)	5,342 (0,854)	5,879 (0,701)	13,815 (0,08)	17,36 (0,03)	13,702 (0,08)
Q(10)	13,127 (0,17)	13,131 (0,17)	11,876 (0,18)	13,217 (0,17)	13,876 (0,11)	10,945 (0,31)	13,487 (0,14)	13,988 (0,11)	13,887 (0,11)	11,657 (0,17)	16,789 (0,05)	13,725 (0,11)	12,622 (0,12)	13,371 (0,11)
JB	2756 (0,00)	2837 (0,00)	4977 (0,00)	2124 (0,00)	3898 (0,00)	3697 (0,00)	4105 (0,00)	6856 (0,00)	6632 (0,00)	9798 (0,00)	7623 (0,00)	7812 (0,00)	7879 (0,00)	7377 (0,00)

Prawdopodobieństwo testowe (*p-value*) jest przedstawione w nawiasach.

Oznaczenia *, ** oraz *** odnoszą się odpowiednio do poziomów istotności 10%, 5% i 1%.

Źródło: badania własne.

Tabela 4. Parametry modeli GARCH dla srebra

		Bieżące stopy zwrotu (<i>spot</i>)								Terminowe stopy zwrotu (<i>futures</i>)							
		GARCH	IGARCH	RM	EGARCH	FIGARCH	FIAPARCH	HYGARCH	GARCH	IGARCH	RM	EGARCH	FIGARCH	FIAPARCH	HYGARCH		
1		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15		
Const (w)		0,231 (0,210)	0,228 (0,208)	0,192 (0,213)	0,261** (0,118)	0,252 (0,204)	0,363* (0,201)	0,241 (0,202)	0,631*** (0,218)	0,728*** (0,219)	0,548** (0,233)	0,687*** (0,213)	0,628*** (0,213)	0,721*** (0,228)	0,633*** (0,228)		
AR(1)		-0,078*** (0,017)	-0,078*** (0,017)	-0,077*** (0,016)	-0,083*** (0,017)	-0,083*** (0,017)	-0,088*** (0,018)	-0,084*** (0,018)	-0,026* (0,013)	-0,026* (0,013)	-0,025 (0,013)	-0,024* (0,018)	-0,033* (0,017)	-0,036* (0,017)	-0,033** (0,017)		
Const (p)		0,084** (0,048)	0,016** (0,003)		0,126*** (0,022)	0,068** (0,043)	0,042 (0,041)	0,065** (0,038)	0,079*** (0,042)	0,078** (0,028)		0,112*** (0,020)	0,073** (0,031)	0,018 (0,021)	0,079** (0,034)		
ARCH		0,048*** (0,011)	0,049*** (0,011)	0,05	0,101*** (0,012)	0,073 (0,048)	0,043 (0,062)	0,075 (0,077)	0,028*** (0,006)	0,027*** (0,007)	0,03	0,087*** (0,015)	0,069 (0,043)	0,081 (0,074)	0,065 (0,041)		
GARCH		0,872*** (0,011)	0,913*** (0,011)	0,87	0,969*** (0,003)	0,966*** (0,018)	0,961*** (0,017)	0,963*** (0,031)	0,959*** (0,007)	0,952*** (0,07)	0,95	0,966*** (0,003)	0,958*** (0,012)	0,943*** (0,032)	0,961*** (0,010)		
EGARCH(δ)					0,0480*** (0,008)							0,032*** (0,007)					
d						0,499*** (0,038)	0,493*** (0,031)	0,463*** (0,091)					0,482*** (0,031)	0,479*** (0,033)	0,487*** (0,031)		
APARCH(γ)							-0,421*** (0,187)							-0,284*** (0,121)			
APARCH(δ)							1,699*** (0,217)							1,974*** (0,118)			
t-Studenta		4,387*** (0,278)	4,430*** (0,214)	5,143*** (0,214)	4,386*** (0,271)	4,467*** (0,230)	4,543*** (0,274)	4,538*** (0,301)	4,231*** (0,350)	4,203*** (0,283)	4,966*** (0,316)	4,360*** (0,368)	4,237*** (0,292)	4,456*** (0,357)	4,312*** (0,357)		
Log(L)		7781,46	7781,45	7770,52	7732,72	7786,19	7801,34	7768,09	7872,53	7871,51	7854,30	7828,19	7875,46	7884,45	7873,53		

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Testy														
AIC	-5,362	-5,363	-5,356	-5,327	-5,365	-5,372	-5,364	-5,425	-5,426	-5,418	-5,483	-5,426	-5,437	-5,424
BIC	-5,571	-5,574	-5,572	-5,532	-5,572	-5,575	-5,569	-5,634	-5,637	-5,629	-5,585	-5,634	-5,638	-5,631
ARCH(5)	1,287 (0,08)	1,288 (0,08)	3,748 (0,03)	1,908 (0,112)	1,257 (0,21)	1,282 (0,10)	1,256 (0,15)	1,132 (0,36)	1,131 (0,36)	1,135 (0,36)	1,135 (0,37)	1,179 (0,28)	1,138 (0,34)	1,136 (0,34)
Q2(10)	7,04 (0,65)	7,12 (0,63)	24,37 (0,05)	14,87 (0,078)	16,49 (0,078)	8,52 (0,63)	7,16 (0,75)	9,59 (0,32)	9,58 (0,32)	9,71 (0,32)	9,76 (0,32)	9,70 (0,35)	11,32 (0,34)	9,72 (0,38)
Q(10)	7,341 (0,75)	7,104 (0,65)	8,185 (0,66)	11,417 (0,34)	8,259 (0,67)	10,007 (0,56)	8,204 (0,61)	8,032 (0,54)	8,043 (0,54)	8,514 (0,58)	12,054 (0,245)	8,760 (0,514)	9,412 (0,427)	8,622 (0,521)
JB	1288 (0,00)	1328 (0,00)	1226 (0,00)	2932 (0,00)	1623 (0,00)	1643 (0,00)	1514 (0,00)	2152 (0,00)	2212 (0,00)	1801 (0,00)	1915 (0,00)	1814 (0,00)	1569 (0,00)	1784 (0,00)

Prawdopodobieństwo testowe (*p-value*) jest przedstawione w nawiasach.
Oznaczenia *, ** oraz *** odnoszą się odpowiednio do poziomów istotności 10%, 5% i 1%.

Źródło: badania własne.

Wyniki uzyskane dla srebra są zbliżone do tych otrzymanych dla złota. Wynika to z tego, że złoto charakteryzuje się o wiele mniejszą zmiennością niż srebro. Bieżące i terminowe stopy zwrotu dla srebra wykazywały znaczącą negatywną zależność z opóźnionymi o jeden okres stopami zwrotu w większości przypadków. Może to świadczyć o ciągłych, powracających do średniej korektach (*mean-reverting*) cen srebra w badanym okresie. Podobnie jak w przypadku złota, model FIAPARCH zidentyfikowano jako najlepiej dopasowany do modelowania dla zmienności srebra (tab. 5).

Tabela 5. Porównanie jakości progностycznej badanych modeli zmienności dla złota i srebra (okres spoza próby)

Model	Kryterium	Złoto		Srebro		Złoto		Srebro	
		Bieżące	Terminowe	Bieżące	Terminowe	Bieżące	Terminowe	Bieżące	Terminowe
Jednodniowa prognoza						Dwudziestodniowa prognoza			
GARCH	I	0,462	0,474	0,321	2,329	0,275	0,339	0,372	0,489
	II	0,709	0,766	14,38	0,960	32,24	39,52	75,16	81,32
IGARCH	I	0,422	0,492	0,324	2,316	0,276	0,358	0,369	0,596
	II	0,712	0,747	14,83	0,958	31,36	40,24	72,41	89,23
RM	I	0,471	0,521	0,377	2,168	0,273	0,412	0,332	0,601
	II	0,766	0,789	17,45	0,978	29,75	39,48	79,13	90,82
EGARCH	I	0,395	0,496	0,319	2,327	0,276	0,425	0,328	0,476
	II	0,732	0,804	13,19	0,954	48,42	43,24	67,15	85,37
FIGARCH	I	0,341	0,463	0,372	2,303	0,278	0,329	0,329	0,428
	II	0,688	0,724	18,24	0,953	41,23	40,13	69,78	88,81
FIAPARCH	I	0,396	0,474	0,349	1,897	0,214	0,314	0,335	0,415
	II	0,715	0,768	15,78	0,899	27,63	32,61	69,46	77,34
HYGARCH	I	0,282	0,484	0,328	2,308	0,279	0,335	0,336	0,512
	II	0,647	0,759	15,74	0,957	33,74	42,49	68,47	78,53

Kryteria oceny: I dla MAE i II dla MAPE.
Wartości podkreślone odnoszą się do najlepszego modelu.

Źródło: badania własne.

Biorąc pod uwagę jednodniowy horyzont czasowy prognozy, żaden z modeli nie zdeklasował wyraźnie pozostałych. Modele EGARCH, FIAPARCH, HYGARCH i FIGARCH zostały wybrane jako odpowiednie dla prognoz w odniesieniu do bieżących stóp zwrotu dla obu metali szlachetnych. Dla terminowych stóp zwrotu wybrano model FIAPARCH dla srebra i FIGARCH dla złota. Nieliniowe modele klasy GARCH, które były w stanie uchwycić dwa istotne efekty towarzyszące zmienności stóp zwrotu badanych metali szlachetnych (asymetrię i długą pamięć),

okazały się mieć lepszą dokładność predykcyjną od modeli liniowych. Na podstawie kryteriów MAE i MAPE nie wyselekcjonowano standardowego modelu GARCH, modeli IGARCH i RiskMetrics na bazie danych spoza próby. Wyniki dla dwudziestodniowego horyzontu prognoz również nie pozwoliły na wytypowanie jednego najlepszego modelu pod względem najniższego średniego błędu prognoz. Wybrano model FIAPARCH dla trzech serii stóp zwrotu (bieżących dla złota oraz terminowych dla złota i srebra). Drugim wybranym modelem był model EGARCH najlepiej dopasowany do bieżących stóp zwrotu dla srebra.

W kolejnym etapie dokonano estymacji VaR przy wykorzystaniu danych z próby dla dwóch badanych metali, przy wykorzystaniu standardowego modelu GARCH oraz modeli EGARCH i FIAPARCH. Wyniki wskazują na ograniczone możliwości modelu GARCH dla długich i krótkich pozycji transakcyjnych ze względu na to, że wartość statystyki testu Kupca spowodowała odrzucenie hipotezy zerowej na trzech poziomach istotności (1%, 5% i 10%) w większości przypadków. Model GARCH wydaje się być odpowiedni jedynie w przypadku bieżących stóp zwrotu dla złota. Wykorzystanie modelu EGARCH poprawia estymację VaR z próby w odniesieniu do serii bieżących stóp zwrotu srebra (kupno i sprzedaż). Dla pozostałych serii model EGARCH nie jest lepszy niż standardowy GARCH.

W przypadku zastosowania modelu FIGARCH uwzględniającego efekt asymetrii oraz długiej pamięci na podstawie testu Kupca nie zdołano odrzucić hipotezy zerowej dla prawie wszystkich α poziomów istotności i serii stóp zwrotu. Odrzucenie hipotezy zerowej było istotne statystycznie tylko dla 10-procentowego poziomu istotności. Takie ustalenia pozwalają na sformułowanie wniosku, że estymacje VaR uzyskane dzięki modelowi FIAPARCH są dokładniejsze od tych uzyskanych dzięki modelom GARCH i EGARCH w okresie z próby.

Dodatkowo przeprowadzono estymację VaR dla trzech powyższych modeli przy wykorzystaniu danych spoza próby. W tym przypadku otrzymano podobne wyniki jak w testach z próby. Jakość uzyskanych prognoz z modelu GARCH nie była lepsza od tych opartych na okresie z próby. Model EGARCH okazał się niewiele lepszy w okresie spoza próby. Model FIAPARCH był lepszy od pozostałych pod względem dokładności oszacowań VaR w przypadku krótkiej pozycji transakcyjnej. Hipoteza zerowa przy wykorzystaniu testu Kupca nie została odrzucona we wszystkich przypadkach. Dokładność modelu FIAPARCH w zakresie prognoz dla długiej pozycji została odrzucona tylko dla stóp terminowych na srebrze (dla 99,5-procentowego oraz 99,75-procentowego stopnia ufności). Wszystkie powyższe obserwacje wskazują na dominującą pozycję modelu FIAPARCH pod względem dokładności prognozo-

wania VaR dla pozycji transakcyjnych w odniesieniu do złota i srebra w stosunku do standardowego modelu GARCH i modelu EGARCH. Świadczy to też o tym, że uwzględnienie efektu asymetrii zmienności i długiej pamięci poprawia zdolności prognostyczne modelu oraz prowadzi do bardziej precyzyjnych oszacowań VaR.

Tabela 6. Poziom przekroczeń VaR (%) oraz oszacowanie dziennych wymogów kapitałowych dla pozycji na złocie i srebrze

Model	Poziom przekroczeń (%)	Średnie dzienne wymogi kapitałowe jako procentowa część zaangażowania	Poziom przekroczeń (%)	Średnie dzienne wymogi kapitałowe jako procentowa część zaangażowania
Bieżące pozycje w złocie			Terminowe pozycje w złocie	
GARCH	0,4217	9,32	0,9798	8,75
EGARCH	0,4217	9,37	0,8756	7,63
FIAPARCH	0,4212	7,94	0,8756	8,62
Bieżące pozycje w srebrze			Terminowe pozycje w srebrze	
GARCH	0,8756	17,23	0,8756	15,43
EGARCH	0,9798	18,12	0,9798	15,29
FIAPARCH	0,9231	17,98	0,8756	15,21

Wartości podkreślone odnoszą się do najlepszego modelu.

Źródło: badania własne.

W tabeli 6 przedstawiono określoną empirycznie procentową wielkość przekroczeń VaR oraz średnią dzienną wielkość zapotrzebowania kapitałowego dla okresu od 1 stycznia 2013 roku do 31 czerwca 2014 roku. Na podstawie wyników badań stwierdzono, że liczba przekroczeń dla każdego modelu nie była wyższa niż dziesięć, co oznacza, że dla żadnego z nich nie miało miejsca zakwalifikowanie do najgorszej kategorii oceny modeli według regulacji Bazylea II. Średni dzienny wymóg kapitałowy zawierał się od 7,94% (model FIAPARCH dla bieżącego zaangażowania w złocie) do 18,12% (EGARCH dla bieżącego zaangażowania w srebrze) wartości portfela zaangażowań. Pod względem najniższego średniego dziennego wymogu kapitału model FIAPARCH był najlepszym spośród trzech modeli, przy dwóch na cztery najniższych oszacowaniach (dla bieżącego zaangażowania w złocie oraz dla terminowego w srebrze). W przypadku modelu GARCH odnotowano niższy dzienny wymóg kapitałowy dla bieżących zaangażowań w srebrze, przy czym model ten posiadał średnio większy procentowy wskaźnik przekroczeń niż model FIAPARCH, co sugeruje większe prawdopodobieństwo (ryzyko modelu GARCH) zaklasyfikowania do najniższej kategorii według regulacji Bazylea II.

Podsumowanie

Na podstawie przeprowadzonych badań można stwierdzić, że model FIAPARCH stanowił w badanym okresie najlepsze narzędzie predykcyjne w stosunku do konkurencyjnych modeli. Wynika to z jego możliwości w zakresie wykorzystania efektów towarzyszących zmienności cen metali szlachetnych, do których należą asymetria reakcji oraz długa pamięć. Biorąc pod uwagę praktyczne zastosowanie modeli GARCH i wytypowane trzy najlepsze narzędzia prognostyczne, stwierdzono, że w toku estymacji i oszacowań VaR nie wyróżniono modelu, który osiągnąłby równocześnie dla wszystkich serii najniższy wskaźnik przekroczeń i najniższy (optymalny) wymóg kapitałowy. Pomimo to model FIAPARCH pozwolił na uzyskanie najniższej liczby przekroczeń VaR (najniższe ryzyko modelu) dla wszystkich serii, co sprawia, że w odniesieniu do złota i srebra wydaje się najkorzystniejszym modelem predykcyjnym z punktu widzenia instytucji finansowych.

Literatura

- Aloui, C., Mabrouk, S. (2010). Value-at-risk Estimations of Energy Commodities via Long-memory, Asymmetry and Fat-tailed GARCH Models. *Energy Policy*, 38, 2326–2339.
- Arouri, M., Hammoudeh, S., Lahiani, A., Nguyen, D.K. (2012). Long Memory and Structural Breaks in Modeling the Return and Volatility Dynamics of Precious Metals. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2 (52), 207–218.
- Cheng, W.H., Hung, J.C. (2011). Skewness and Leptokurtosis in GARCH-typed VaR Estimation of Petroleum and Metal Asset Returns. *The Journal of Empirical Finance*, 18, 160–173.
- Choi, K., Hammoudeh, S. (2009). Long Memory in Oil and Refined Products Markets. *Energy Journal*, 30, 97–116.
- Doman, M., Doman, R. (2009). *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Elder, J., Serletis, A. (2008). Long Memory in Energy Futures Prices. *Review of Financial Economics*, 17, 146–155.
- Engle, R.F., Bollerslev, T. (1986). Modelling the Persistence of Conditional Variances. *The American Economic Review*, 5, 1–50.
- Geweke, J., Porter-Hudak, S. (1983). The Estimation and Application of Long-memory Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221–238.
- Hammoudeh, S. (2009). Long Memory in Oil and Refined Products Markets. *The Energy Journal*, 30 (2), 97–116.

- Hammoudeh, S., Yuan, Y. (2008). Metal Volatility in Presence of Oil and Interest Rate Shocks. *Energy Economics* 30, 606–620.
- Hammoudeh, S., Yuan, Y., McAleer, M., Thompson, M. (2010). Precious Metals-exchange Rate Volatility Transmissions and Hedging Strategies. *The International Review of Economics & Finance*, 20, 633–647.
- Jajuga K. (red.) (2000). *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*. Wrocław: Wyd. AE we Wrocławiu.
- Kang, S.H., Yoon, S.-M. (2013). Modeling and Forecasting the Volatility of Petroleum Futures Prices. *Energy Economics*, 36, 354–362.
- Kupiec, P. (1995). Technique for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models. *The Journal of Derivative*, 2, 173–184.
- Mckenzie, M.D., Mitchell, H., Brooks, R.D., Faff, R.W. (2001). Power ARCH Modelling of Commodity Futures Data on the London Metal Market. *The European Journal of Finance*, 7, 22–38.
- Miciuła, I. (2014). The Concept of FTS Anylysis in Forecasting Trends of Exchange Rate Changes. *Economics & Sociology*, 7 (2), 172–182.
- Robinson, P.M. (1995). Log-periodogram Regression of Time Series with Long Range Dependence. *The Annals of Statistics*, 23, 1048–1072.
- Tarczyński W., Mojsiewicz M. (2001). *Zarządzanie ryzykiem*. Warszawa: PWE.
- Thuraisamy, K.S., Sharma, S.S., Ahmed, H.J.A. (2013). The Relationship between Asian Equity and Commodity Futures Markets. *The Journal of Asian Economics*, 28, 67–75.
- Vivian, A., Wohar, M.E. (2012). Commodity Volatility Breaks. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 22, 395–422.
- Wei, Y., Wang, Y., Huang, D. (2010). Forecasting Crude Oil Market Volatility: Further Evidence Using GARCH-class Models. *Energy Ecoomics*, 32, 1477–1484.
- Zivot, E., Andrews, K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 251–270.

FORECASTING THE VOLATILITY OF THE RETURN RATES ON THE GOLD AND SILVER MARKETS, TAKING INTO ACCOUNT THE ASYMMETRY AND LONG MEMORY EFFECTS

Abstract

The article analyses the meaning of the asymmetry and long memory effects in modeling and forecasting the conditioned volatility and the market risk on the commodity market on the examples of gold and silver. A wide range of linear and non-linear models of the GARCH type were used. The in-sample and out of sample forecast analyses showed that the volatility of the return rates for gold and silver is better described by the linear models of volatility, using the long memory and asymmetry effects. In particular, the FIAPARCH

model turned out to be the best in estimating the VaR forecasts for long and short positions. This model also generated the least security breach formulated by the Basel II Capital Accord, reaching the level of risk exposure with the 99% of confidence interval.

Translated by Alan Zamkowski

Keywords: price forecasting volatility, commodity market

JEL Codes: C53, C58, Q31

