

Cena zł 12,00  
(VAT 5%)

Indeks 381306  
PL ISSN 0043-518X  
e-ISSN 2543-8476

# WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY  
URZĄD  
STATYSTYCZNY

POLSKIE  
TOWARZYSTWO  
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK  
ROK LXIII  
WARSZAWA  
KWIECIEŃ 2018

Nr **4** (683)

100<sup>lat</sup>  GUS



---

# WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

---

GŁÓWNY  
URZĄD  
STATYSTYCZNY

POLSKIE  
TOWARZYSTWO  
STATYSTYCZNE

---

MIESIĘCZNIK  
ROK LXIII  
WARSZAWA  
KWIECIEŃ 2018

Nr **4** (683)

---

---

## KOLEGIUM REDAKCYJNE

dr Marek Cierpień-Wolan (redaktor naczelny), dr hab. Andrzej Młodak (zastępca redaktora naczelnego), mgr Renata Bielak, dr Jacek Kowalewski, dr Jan Kubacki, mgr Władysław Wiesław Łagodziński, dr Grażyna Marciniak, dr Stanisław Paradysz, dr hab. Mateusz Pipień, prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz, dr Wioletta Wrzaszcz, dr inż. Agnieszka Zgierska

Sekretarz: Alina Świdarska

---

## RADA NAUKOWA

dr hab. Bożena Balcerzak-Paradowska, prof. dr hab. Czesław Domański, dr hab. Elżbieta Gołata, prof. dr hab. Semen Matkowski, prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa, prof. dr hab. Józef Oleński, prof. dr hab. Tomasz Panek, doc. ing. Iveta Stankovicova, prof. dr hab. Józef Zegar

Sekretarz: Justyna Gustyn

---

## REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 347, tel. 22 608 32 25  
<http://stat.gov.pl/czasopisma/wiadomosci-statystyczne>

Alina Świdarska ([a.swiderska@stat.gov.pl](mailto:a.swiderska@stat.gov.pl))

**Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma**

---



Zakład Wydawnictw  
Statystycznych

## ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel. 22 608 31 45.  
Informacje w sprawach nabywania czasopism tel. 22 608 32 10, 22 608 38 10.  
Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny), Ewa Krawczyńska (skład i łamanie),  
Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczyca, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

## Indeks 381306

### Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

Zamówienia na prenumeratę w wersji papierowej i na e-wydania można składać bezpośrednio na stronie [www.prenumerata.ruch.com.pl](http://www.prenumerata.ruch.com.pl).

Ewentualne pytania prosimy kierować na adres e-mail: [prenumerata@ruch.com.pl](mailto:prenumerata@ruch.com.pl) lub kontaktując się z Centrum Obsługi Klienta „RUCH” pod numerami: 22 693 70 00 lub 801 800 803 — czynne w dni robocze w godzinach 7<sup>00</sup>—17<sup>00</sup>.

Koszt połączenia według taryfy operatora.

---

## **SPIS TREŚCI**

### **STUDIA METODOLOGICZNE**

<i>Piotr Krajewski, Michał Mackiewicz, Katarzyna Piłat</i> — Środowiskowe efekty ekspansji fiskalnej — zastosowanie modelu RBC .....	<b>5</b>
<i>Waldemar Florczak</i> — Metodologia pomiaru korzyści społecznych z nieodpłatnego poradnictwa prawnego .....	<b>15</b>

### **STATYSTYKA W PRAKTYCE**

<i>Beata Kasprzyk</i> — Wykorzystanie modeli ekonometrycznych do badania satysfakcji z wynagrodzenia .....	<b>33</b>
<i>Jacek Strojny</i> — Produkcja rolna w Polsce a eksport rolno-spożywczy .....	<b>58</b>
<i>Paulina Nowak</i> — Zróżnicowanie jakości życia mieszkańców gmin wiejskich województwa świętokrzyskiego .....	<b>73</b>

### **INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE**

Wydawnictwa GUS — marzec 2018 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i> ) .....	<b>89</b>
Do Autorów .....	<b>92</b>

## CONTENTS

### METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Piotr Krajewski, Michał Mackiewicz, Katarzyna Piłat</i> — Environmental effects of fiscal expansion — application of the RBC model .....	5
<i>Waldemar Florczak</i> — Methodology of measuring social benefits resulting from free legal counselling .....	15

### STATISTICS IN PRACTICE

<i>Beata Kasprzyk</i> — Application of econometric models to measure the satisfaction with wages and salaries .....	33
<i>Jacek Strojny</i> — Agricultural production in Poland and agri-food exports .....	58
<i>Paulina Nowak</i> — Diversity of quality of life of inhabitants in rural gminas in Świętokrzyskie voivodship .....	73

### INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of Statistics Poland — March 2018 (by <i>Justyna Gustyn</i> ) .....	89
For the Authors .....	92

## STUDIA METODOLOGICZNE

Piotr KRAJEWSKI  
Michał MACKIEWICZ  
Katarzyna PIŁAT

### Środowiskowe efekty ekspansji fiskalnej — zastosowanie modelu RBC

**Streszczenie.** *Celem opracowania jest zbadanie wpływu ekspansywnej polityki fiskalnej, polegającej na ogólnym zwiększaniu wydatków rządowych, na stan środowiska przyrodniczego, a konkretnie — zanieczyszczenie powietrza. Analizę przeprowadzono na podstawie modelu realnego cyklu koniunkturalnego (RBC). Wyniki symulacji wskazują, że ekspansywna polityka fiskalna, przyczyniając się do wzrostu PKB, powoduje jednocześnie pogorszenie się jakości powietrza. Z analizy wynika również, że w dłuższym okresie głównym mechanizmem, poprzez który polityka ta wpływa na poziom emisji zanieczyszczeń, jest akumulacja kapitału publicznego. W celu zminimalizowania negatywnych skutków ekspansji fiskalnej dla środowiska szczególnie istotne jest zatem, by inwestycje publiczne miały charakter proekologiczny.*

**Słowa kluczowe:** polityka fiskalna, ekonomia środowiska, zanieczyszczenie powietrza.

**JEL:** E62, Q50

---

W ostatnich latach można zaobserwować coraz większe zainteresowanie społeczne kwestiami związanymi z wysokim zanieczyszczeniem powietrza w Polsce i rolą państwa w jego obniżaniu. Władza może wpływać na zmniejszenie zanieczyszczenia powietrza, wprowadzając podatki o charakterze proekologicznym czy też zwiększając wydatki rządowe na ochronę jakości powietrza. Tego typu działania nakierowane są bezpośrednio na efekty środowiskowe. Jednak — mimo że utrzymanie dobrej jakości powietrza atmosferycznego stanowi jeden z głównych celów polityki ochrony środowiska w Unii Europejskiej (UE) (np. Wojtkowska-Łodej, Graczyk i Szablewski, 2016), to wydatki na realiza-

cję tego zadania wciąż stanowią jedynie niewielką część finansów publicznych. Zdecydowana większość kategorii budżetowych nie jest bowiem bezpośrednio powiązana z celami proekologicznymi. Mimo to kształtowanie się łącznych wydatków rządowych ma istotne znaczenie dla zanieczyszczenia powietrza. Wynika to z faktu, że polityka fiskalna przekłada się na kształtowanie się PKB, co oddziałuje na emisję zanieczyszczeń (np. Grossman i Krueger, 1993; Selden i Song, 1994; Cole, Rayner i Bates, 1997). Ograniczenie wydatków rządowych, zgodnie z mnożnikiem fiskalnym, prowadzi do zmniejszenia produkcji, a więc i do obniżenia się emisji zanieczyszczeń. Z kolei ekspansja fiskalna, stymulując gospodarkę, przyczynia się jednocześnie do zwiększania się poziomu zanieczyszczenia powietrza.

Pośredni efekt oddziaływania polityki fiskalnej na stan środowiska naturalnego jest o wiele słabiej zbadany niż bezpośrednie efekty fiskalnych działań nakierowanych na obniżenie emisji zanieczyszczeń. W okresie masowego stosowania na świecie ekspansji fiskalnej w celu stymulowania gospodarki (od kryzysu finansowego w 2008 r.) oszacowanie ekologicznych efektów polityki fiskalnej nabiera szczególnego znaczenia. Z tego powodu cel badania stanowi oszacowanie wpływu zwiększenia wydatków rządowych na poziom zanieczyszczenia powietrza.

Analizę środowiskowych efektów polityki fiskalnej przeprowadzono na podstawie modelu realnego cyklu koniunkturalnego, określanego w dalszej części pracy jako model RBC (Real Business Cycle). Modele RBC opierają się na założeniu, że wahania koniunktury wynikają z optymalizacyjnych decyzji podmiotów gospodarczych, dostosowujących się do zmieniających się warunków gospodarczych (Plosser, 1989; Ljungqvist i Sargent, 2004). W pionierskich pracach Kydlanda i Prescottta (1982) oraz Hansena (1985) zakładano, że źródło wahań gospodarki stanowią jedynie zmiany technologiczne. W późniejszych opracowaniach wykorzystujących modele RBC podawano również, że źródło wahań gospodarczych mogą stanowić zmiany w polityce fiskalnej, w tym przede wszystkim wydatków rządowych (np. Baxter i King, 1993; Ardagna, 2007; Ambler, Bouakez i Cardia, 2010; McGrattan i Prescott, 2012). Analizy oparte na modelach RBC wykorzystywano również do oszacowania wpływu wzrostu wydatków rządowych na kształtowanie się PKB w gospodarce polskiej (Bukowski, Kowal, Lewandowski i Zawistowski, 2005; Krajewski, 2011). Brakuje jednak analiz ukazujących oddziaływanie ekspansyjnej polityki fiskalnej na stan środowiska.

Do podstawowych zalet modeli RBC należy fakt, że zostały oparte na mikroekonomicznych podstawach. W rezultacie są one odporne na krytykę Lucasa (1976) dotyczącą zmian parametrów. Do ich głównych słabości można natomiast zaliczyć brak występowania sztywności nominalnej i w rezultacie brak wpływu polityki monetarnej na aktywność gospodarczą (Gali i Rabanal, 2004; Fisher, 2006). Ze względu jednak na fakt, że w analizie będącej przedmiotem opracowania polityka pieniężna nie została uwzględniona, a także z uwagi na relatywną prostotę tych modeli umożliwiającą przejrzyste przedstawienie głównych zależności istotnych z punktu widzenia analizy, w pracy oparto się na modelu RBC, a nie bardziej skomplikowanych modelach nowokeynesistowskich<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Oparte na modelach nowokeynesistowskich analizy dotyczące oddziaływania polityki makroekonomicznej na kształtowanie się produkcji bez uwzględnienia efektów ekologicznych zostały przedstawione w opracowaniach: Ravn, Schmitt-Grohe i Uribe (2006); Gali, Lopez-Salido i Valles (2007); Baranowski (2014) oraz Krajewski (2015).

## ZAŁOŻENIA MODELU

W modelu przyjęto założenie, że gospodarka składa się z homogenicznych gospodarstw domowych indeksowanych przez  $j \in [0, 1]$ . Na poziom użyteczności poszczególnych gospodarstw domowych wpływ ma kształtowanie się konsumpcji, czasu wolnego, wydatków rządowych oraz jakość powietrza.

W modelu przyjęto, że:

- kształtowanie się konsumpcji i czasu wolnego wpływa na poziom użyteczności gospodarstw domowych w sposób zaproponowany przez Hansena (1985);
- konsumpcja publiczna (wydatki rządowe) stanowi w pewnym stopniu dobro substytucyjne względem konsumpcji prywatnej, czyli wpływa na łączną użyteczność gospodarstw domowych z konsumpcji (Christiano i Eichenbaum, 1992; Ambler, Bouakez i Cardia, 2010);
- jakość powietrza stanowi czynnik wpływający w sposób addytywny na poziom użyteczności gospodarstw domowych<sup>2</sup>.

W rezultacie chwilowa funkcja użyteczności gospodarstw domowych ( $u_t$ ) w modelu przyjmuje postać:

$$u_t = \ln(c_t + \gamma g_{c,t}) + A(1 - l_t) + \Gamma env_t \quad (1)$$

gdzie:

- $c_t$  — konsumpcja prywatna,  
 $g_{c,t}$  — bieżące wydatki rządowe (konsumpcja publiczna),  
 $l_t$  — podaż pracy,  
 $env_t$  — jakość powietrza,  
 $\gamma$  — krańcowa stopa substytucji pomiędzy konsumpcją prywatną a konsumpcją dóbr publicznych,  
 $\Gamma$  — miara wagi przypisywanej jakości powietrza,  
 $A$  — miara wagi przypisywanej czasowi wolnemu,  
 $\gamma \in < 0, 1 >$ ,  
 $A\Gamma > 0$ .

W modelu zakłada się, że gospodarstwa domowe mają charakter ricardiański i uwzględniają nie tylko bieżącą, ale i przyszłą użyteczność z konsumpcji, czasu wolnego, wydatków rządowych oraz stanu środowiska<sup>3</sup>. W rezultacie otrzymuje się — uwzględniając założenie, że konsumpcja publiczna stanowi stałą część wydatków rządowych i że gospodarstwa domowe maksymalizują wartość oczekiwaną sumy zdyskontowanych użyteczności o postaci:

$$U = E \left( \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\ln(c_t + \gamma \omega g_t) + A(1 - l_t) + \Gamma env_t) \right) \quad (2)$$

<sup>2</sup> Jakość powietrza wpływa na poziom użyteczności gospodarstw domowych m.in. ze względu na fakt, że rzutuje na stan zdrowia ludzi (WHO, 2016).

<sup>3</sup> Gospodarstwa niericardiańskie nie uwzględniają natomiast w obecnych decyzjach przyszłych poziomów użyteczności (np. Gali, Lopez-Salido i Valles, 2007).



gdzie:

$\beta$  — subiektywny czynnik dyskontowy,  
 $g_t$  — wydatki rządowe,  
 $\omega$  — udział bieżących wydatków rządowych w wydatkach ogółem,  
 $\beta \in (0, 1)$ ,  
 $\omega \in [0, 1]$ .

Decyzje gospodarstw domowych zależą od międzyokresowych ograniczeń budżetowych. Uwzględniając fakt, że podatki mają charakter zryczałtowany<sup>4</sup>, ograniczenie budżetowe gospodarstw domowych przyjmuje następującą postać:

$$k_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{w_t l_t - T_t}{\pi_{n=1}^t (1 + r_n)} = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{c_t}{\pi_{n=1}^t (1 + r_n)} \quad (3)$$

gdzie:

$k_t$  — kapitał,  
 $w_t$  — stawka płac,  
 $T_t$  — podatki zryczałtowane,  
 $r_t$  — stopa procentowa,  
 $\pi_{n=1}^t (1 + r_n) = (1 + r_1)(1 + r_2) \dots (1 + r_t)$ .

Wielkość produkcji uzależniona jest od kształtowania się ilości kapitału prywatnego i publicznego, pracy oraz poziomu technologii (np. Baxter i King, 1993). Przyjmując funkcję produkcji Cobba-Douglasa, otrzymuje się:

$$y_t = z_t k_t^\alpha l_t^{1-\alpha} k_{p,t}^\theta \quad (4)$$

gdzie:

$y_t$  — produkcja,  
 $z_t$  — łączna produktywność czynników produkcji,  
 $k_{p,t}$  — kapitał publiczny,  
 $\alpha$  — elastyczność produkcji względem kapitału prywatnego,  
 $\theta$  — elastyczność produkcji względem kapitału publicznego,  
 $\alpha, \theta \in (0, 1)$ .

W modelu zakłada się, że zarówno kapitał publiczny, jak i prywatny wpływają na wielkość produkcji<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Oznacza to, że nie zależą od poziomu dochodu i w odróżnieniu od innych rodzajów opodatkowania nie zniekształcają decyzji gospodarstw domowych (np. McGrattan, 1994).

<sup>5</sup> Alternatywnie w niektórych badaniach przyjmuje się, że wydatki rządowe (a nie wielkość kapitału publicznego) wpływają na poziom produkcji (Turnovsky, 2000; Linnemann i Schabert, 2005).

Kształtowanie się łącznej produktywności czynników produkcji uzależnione jest od szoku technologicznego, który w modelu ma charakter procesu autoregresyjnego pierwszego rzędu:

$$z_t = (1 - \rho_z)\bar{z} + \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (5)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} \rho_z &\in (0, 1), \\ \bar{z} &> 0, \\ \varepsilon_{z,t} &\sim N(0, \sigma_{\varepsilon,z}^2). \end{aligned}$$

Wielkość produkcji, poprzez wpływ na skalę emisji zanieczyszczeń, oddziałuje na jakość powietrza, która jest również uzależniona od kształtowania się zaburzeń o charakterze stochastycznym<sup>6</sup>. Analogicznie jak w przypadku szoku technologicznego przyjęto założenie, że zaburzenia te mają charakter procesu autoregresyjnego pierwszego rzędu, czyli:

$$env_t = y_t^{-\phi} + \rho_{env} env_{t-1} + \varepsilon_{env,t} \quad (6)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} \phi &\text{ — miara siły oddziaływania wielkości produkcji na jakość powietrza}^7, \\ \phi &> 0, \\ \rho_{env} &\in (0, 1), \\ \varepsilon_{env,t} &\sim N(0, \sigma_{\varepsilon,env}^2). \end{aligned}$$

Zasób kapitału prywatnego ( $k_t$ ) określony jest przez standardowe równanie przyrostu kapitału, czyli:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \quad (7)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} i_t &\text{ — inwestycje,} \\ \delta &\text{ — stopa deprecjacji kapitału,} \\ \delta &\in (0, 1). \end{aligned}$$

Analogicznie zasób kapitału publicznego określony jest przez następujące równanie przyrostu kapitału:

$$k_{p,t+1} = (1 - \delta)k_{p,t} + g_{i,t} \quad (8)$$

gdzie  $g_{i,t}$  — inwestycyjne wydatki rządowe.

<sup>6</sup> Na przykład warunków pogodowych wpływających na powstawanie smogu.

<sup>7</sup> Przyjęto założenie, że jakość powietrza jest odwrotnie proporcjonalna do emisji zanieczyszczeń do atmosfery. Na występowanie zależności między emisją zanieczyszczeń a jakością powietrza wskazuje m.in. Heutel (2012).

Uwzględniając, że inwestycyjne wydatki rządowe stanowią stałą część wydatków rządowych, otrzymuje się równanie:

$$k_{P,t+1} = (1 - \delta)k_{P,t} + (1 - \omega)g_t \quad (9)$$

Ograniczenie budżetowe państwa przyjmuje postać:

$$\sum_{t=1}^{\infty} \frac{T_t}{\pi_{j=1}^n (1 + r_j)} = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{g_{c,t} + g_{i,t}}{\pi_{j=1}^n (1 + r_j)} \quad (10)$$

czyli w modelu z jednej strony dopuszcza się występowanie deficytu budżetowego, a z drugiej zakłada, że zachowane jest międzyokresowe ograniczenie budżetowe państwa.

Występujące w modelu podatki mają charakter zryczałtowany, co oznacza, że ich rozkład w czasie — zgodnie z ekwiwalencją rikardiańską wskazaną przez Barro (1974) — nie ma wpływu na zachowanie gospodarstw domowych (Krawczyk, 2009; Możdziej, 2009). Zaburzenia fiskalne wynikają zatem wyłącznie ze zmian wydatków rządowych:

$$g_t = (1 - \rho_g)\bar{g} + \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \quad (11)$$

gdzie:

$$\rho_g \in (0, 1),$$

$$\bar{g} > 0,$$

$$\varepsilon_{g,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,g}^2).$$

Z tego wynika, że zaburzenia dotyczące polityki fiskalnej oddziałują jednocześnie na bieżące oraz inwestycyjne wydatki rządowe.

Model jest domknięty przez standardowe równanie określające równowagę na rynku dóbr i usług:

$$y_t = c_t + i_t + g_t \quad (12)$$

### WYNIKI MODELU

Na dynamikę modelu wpływają trzy źródła szoku: technologiczne, fiskalne oraz dotyczące jakości powietrza. Ich oddziaływanie wyznaczono, wykorzystując oprogramowanie Dynare.

Symulacje wykonano na podstawie wygenerowanych szeregów czasowych o częstotliwości kwartalnej, zakładając parametry przedstawione w tablicy, czyli opierając się na wielkościach przyjmowanych w literaturze (Hansen, 1985; Hulten i Schwab, 1993; Heijdra i Ligthart, 1997).

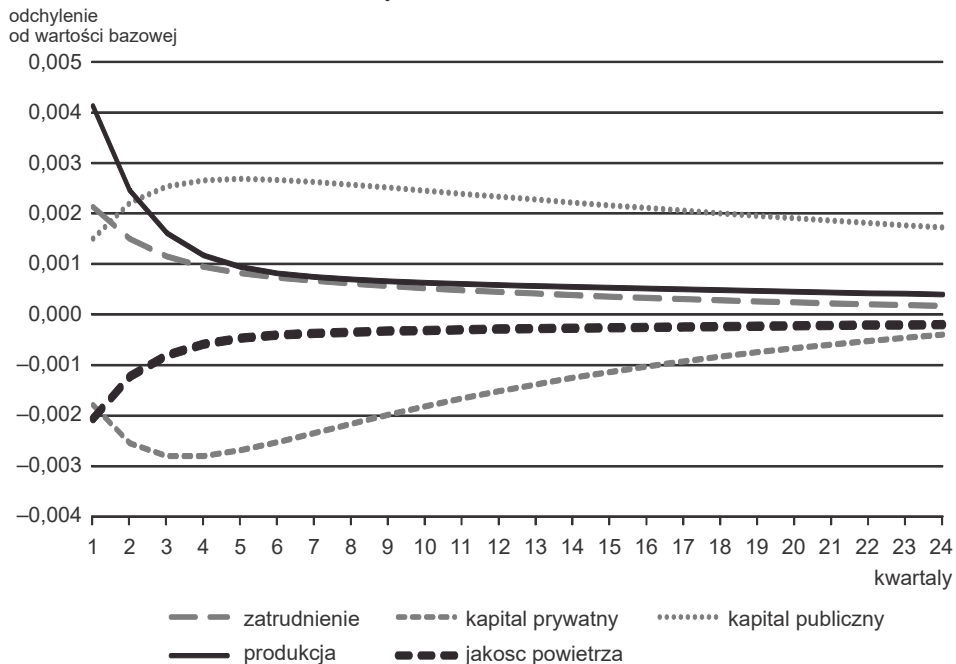
**PARAMETRY MODELU**

Nazwa	Symbol	Wartość
Subiektywny czynnik dyskontowy .....	$\beta$	0,99
Krańcowa stopa substytucji pomiędzy konsumpcją prywatną a konsumpcją dóbr publicznych .....	$\gamma$	0,23
Elastyczność produkcji względem kapitału prywatnego .....	$\alpha$	0,33
Elastyczność produkcji względem kapitału publicznego .....	$\theta$	0,03
Stopa deprecjacji kapitału .....	$\delta$	0,02
Współczynnik autoregresji szoku technologicznego .....	$\rho_z$	0,90
Miara siły oddziaływania wielkości produkcji na emisję zanieczyszczeń do atmosfery .....	$\phi$	0,50
Współczynnik autoregresji szoku dotyczącego jakości powietrza .....	$\rho_{env}$	0,80
Udział bieżących wydatków rządowych w wydatkach ogółem .....	$\omega$	0,05
Współczynnik autoregresji szoku fiskalnego .....	$\rho_{env}$	0,80

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie: Hansen, 1985; Hulten i Schwab, 1993; Heijdra i Ligthart, 1997.

Polityka fiskalna w modelu oddziałuje na jakość powietrza pośrednio — poprzez wpływ na kształtowanie się czynników produkcji, których wysokość przekłada się z kolei na wielkość produkcji oraz emisję zanieczyszczeń. Skutki zaburzenia fiskalnego polegającego na zwiększeniu wydatków rządowych o wielkość jednego odchylenia standardowego obrazuje wykres.

**ODDZIAŁYWANIE WZROSTU WYDATKÓW RZĄDOWYCH NA CZYNNIKI PRODUKCJI, PRODUKCJĘ I JAKOŚĆ POWIETRZA**



Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Uzyskane funkcje reakcji na impuls pokazują, że ekspansja fiskalna oddziałuje na wzrost produkcji i zanieczyszczenia powietrza poprzez dwa mechanizmy:

- wzrost zatrudnienia wynikający ze zwiększenia się popytu agregatowego;
- zwiększenie się kapitału publicznego będącego następstwem wzrostu inwestycyjnych wydatków rządowych.

Pierwszy z efektów pojawia się natychmiast, lecz ma charakter przejściowy, natomiast drugi jest odroczone, lecz trwalszy. Ponadto w wyniku efektu wypychania zmniejszeniu ulega wielkość kapitału prywatnego, co ogranicza siłę oddziaływania polityki fiskalnej na produkcję i emisję zanieczyszczeń.

## Podsumowanie

W 2008 r. nastąpiło spowolnienie wzrostu gospodarczego na świecie. Znacznie zwiększyła się równocześnie rola ekspansywnej polityki fiskalnej w stymulowaniu aktywności gospodarczej. Coraz większą wagę przykładana jest do zagadnień ekologicznych, w tym dotyczących jakości powietrza. Z tego powodu zbadano wpływ ekspansywnej polityki fiskalnej, polegającej na wzroście ogólnego poziomu wydatków rządowych na obniżanie zanieczyszczenia powietrza.

Wyniki symulacji wskazują, że ekspansywna polityka fiskalna, przyczyniając się do wzrostu PKB, powoduje jednocześnie pogorszenie się jakości powietrza. Wzrost wydatków rządowych powoduje przy tym, że zmienia się struktura czynników produkcji. Zwiększa się zatrudnienie, a zmniejsza kapitał prywatny. Łączny wpływ ekspansywnej polityki fiskalnej na stopień zanieczyszczenia powietrza uzależniony jest zatem od tego, jak przesunięcie od czynnika kapitału do czynnika pracy kształtuje siłę oddziaływania gospodarki na poziom emisji zanieczyszczeń do atmosfery. Analiza skutków zmian kapitałochłonności z punktu widzenia zanieczyszczenia powietrza stanowi interesujące pole do dalszych badań.

Z przeprowadzonej analizy wynika również, że w dłuższym okresie głównym mechanizmem, poprzez który ekspansywna polityka fiskalna wpływa na zmiany wielkości produkcji i jakości powietrza, jest akumulacja kapitału publicznego. Aby zminimalizować negatywne skutki ekspansji fiskalnej dla środowiska, szczególnie istotne jest zatem, by inwestycje publiczne miały charakter proekologiczny. Tylko tego typu inwestycje umożliwią bowiem w dłuższej perspektywie połączenie wyższego wzrostu gospodarczego z zachowaniem dobrej jakości powietrza w Polsce.

---

dr hab. Piotr Krajewski — Instytut Nauk Ekonomicznych PAN, Uniwersytet Łódzki

dr hab. Michał Mackiewicz, dr Katarzyna Piłat — Uniwersytet Łódzki

## LITERATURA

- Ambler, S., Bouakez, H., Cardia, E. (2010). *Does the Crowding in Effect of Public Consumption Undermine Neoclassical Models*. CIREQ Working Paper. Concordia University.
- Ardagna, S. (2007). Fiscal Policy in Unionized Labor Markets. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31.
- Baranowski, P. (2014). *Reguły polityki pieniężnej w Polsce. Podejście ilościowe*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.

- Barro, R. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82.
- Baxter, M., King, R. G. (1993). Fiscal Policy in General Equilibrium. *The American Economic Review*, 83(3).
- Bukowski, M., Kowal, P., Lewandowski, P., Zawistowski, J. (2005). *Struktura i poziom wydatków sektora finansów publicznych a sytuacja na rynku pracy. Doświadczenia międzynarodowe i wnioski dla Polski*. Warszawa: NBP.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. (1992). Current Real Business Cycle Theory and Aggregate Labor Market Fluctuations. *American Economic Review*, 82.
- Cole, M. A., Rayner, A. J., Bates, J. M. (1997). The environmental Kuznets curve: An empirical analysis. *Environment and Development Economics*, 2.
- Fisher, J. (2006). The Dynamic Effects of Neutral and Investment-Specific Technology Shocks. *Journal of Political Economy*, 114(3).
- Gali, J., Rabanal, P. (2004). *Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How Well Does the RBS Model Fit Postwar U.S. Data?*, NBER Working Paper, 10636.
- Gali, J., Lopez-Salido, J. D., Valles, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5.
- Grossman, G. M., Krueger, A. B. (1993). Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement. W: P. Garber (red.), *The US—Mexico Free Trade Agreement*. Cambridge: The MIT Press.
- Hansen, G. D. (1985). Indivisible Labor and the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 16(3).
- Heijdra, B., Ligthart, J. E. (1997). Keynesian Multipliers, Direct, Crowding Out, and the Optimal Provision of Public Goods. *Journal of Macroeconomics*, 19(4).
- Heutel, G. (2012). How Should Environmental Policy Respond to Business Cycles? Optimal Policy under Persistent Productivity Shocks. *Review of Economic Dynamics*, 15(2).
- Hulten, C., Schwab, R. (1993). Public capital formation and the Growth of Regional Manufacturing Industries. *National Tax Journal*, 46.
- Krajewski, P. (2011). Podażowe efekty polityki fiskalnej w świetle modelu realnego cyklu koniunkturalnego i wnioski dla gospodarki polskiej. *Ekonomista*, 4.
- Krajewski, P. (2015). Effectiveness of the Fiscal Policy in Stimulating Economy: the Case of Poland. *Transformations in Business & Economics*, 14(2).
- Krawczyk, M. (2009). Deficyt budżetu państwa i aktywność gospodarcza. *Ekonomista*, 5.
- Kydland, F. E., Prescott, E. C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50(6).
- Linnemann, L., Schabert, A. (2005). *Productive Government Expenditure in Monetary Business Cycle Models*. Tinbergen Institute Discussion Paper, 053/2.
- Ljungqvist, L., Sargent, T. J. (2004). *Recursive macroeconomic theory*. Cambridge: The MIT Press.
- Lucas, R. (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1.
- McGrattan, E. R. (1994). The Macroeconomic Effects of Distortionary Taxation. *Journal of Monetary Economics*, 33.
- McGrattan, E. R., Prescott, E. C. (2012). *The Labor Productivity Puzzle*. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper 694.
- Moździerz, A. (2009). *Nierównowaga finansów publicznych*. Warszawa: PWE.
- Plosser, Ch. I. (1989). Understanding Real Business Cycles. *Journal of Economic Perspectives*, 3(3).
- Ravn, M., Schmitt-Grohe, S., Uribe, M. (2006). Deep Habits. *Review of Economic Studies*, 73.
- Selden, T. M., Song, D. (1994). Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions? *Journal of Environmental Economics and Management*, 27.
- Turnovsky, S. J. (2000). *Methods of Macroeconomic Dynamics*. Cambridge: The MIT Press.
- WHO. (2016). *Ambient air pollution: a global assessment of exposure and burden of disease*. Geneva.
- Wojtkowska-Łodej, G., Graczyk, A., Szablewski, A. (2016). *Uwarunkowania rozwoju energetyki w zakresie polityki energetycznej i regulacyjnej*. Warszawa: Dom Wydawniczy Elipsa.

**Summary.** *The aim of the article is to analyse the impact of expansionary fiscal policy, involving an overall increase in government expenditure, on the condition of the natural environment and, more specifically, on air pollution. The analysis is based on the Real Business Cycle (RBC) model. The results of the simulations indicate that expansionary fiscal policy, contributing to GDP growth, also results in deterioration of air quality. The analysis also shows that in the longer term, the main mechanism by which this policy affects the level of air pollution emission is the accumulation of public capital. Therefore, in order to minimise the negative effects of fiscal expansion on the environment, it is particularly important to invest in pro-ecological public investments.*

**Keywords:** fiscal policy, environmental economics, air pollution.

Waldemar FLORCZAK

## Metodologia pomiaru korzyści społecznych z nieodpłatnego poradnictwa prawnego<sup>1</sup>

**Streszczenie.** *Celem opracowania jest omówienie głównych zagadnień metodologicznych dotyczących pomiaru korzyści społecznych wynikających z poradnictwa prawno-obywatelskiego. W artykule dokonano również krytycznej reasumpcji istniejącej praktyki wyceny makroekonomicznych efektów poradnictwa oraz przeprowadzono wstępną analizę popytowych korzyści dla Polski. Rozważania metodologiczne zilustrowano przypadkiem przemocy domowej, wyszczególniając wszystkie ścieżki możliwych reakcji na wystąpienie problemu oraz wynikających zeń konsekwencji finansowych będących następstwem przedsięwziętych działań. Podjęto pierwszą próbę algorytmizacji pomiaru korzyści płynących z poradnictwa prawnego, wskazując na wszystkie okoliczności, jakie powinny być brane pod uwagę w trakcie kwantyfikacji korzyści z tytułu poradnictwa. Na podstawie dotychczasowych — nie wolnych od pewnych wad wskazanych w artykule — szacunków korzyści i kosztów funkcjonowania nieodpłatnych systemów poradnictwa prawnego można jednoznacznie stwierdzić, że korzyści społeczne znacząco przewyższają koszty związane z funkcjonowaniem takich systemów.*

**Słowa kluczowe:** nieodpłatne poradnictwo prawne, analiza kosztów i korzyści, efekty zewnętrzne, modele ekonometryczne, mnożnik inwestycyjny.

**JEL:** C30, D61, H23, K00

---

Fachowa pomoc prawna przynosi wiele korzyści. Niektóre z nich, np. związane z utrwalaniem praworządności i norm społecznych, nie poddają się kwantyfikacji, podczas gdy szereg innych ma wymierny, ekonomiczny charakter. Te ostatnie dotyczą m.in. kosztów indywidualnych i społecznych, jakie powstają w następstwie nierozwiązania problemów prawnych lub ich eskalacji, a także wyboru nieefektywnych sposobów postępowania przez osoby doświadczające problemów (np. wstąpienie na drogę procesową w przypadku braku podstaw do takiego działania).

---

<sup>1</sup> Artykuł powstał w ramach realizacji grantu NCN nr 2012/07/B/HS4/02994.



W artykule omówiono ogólne zasady wyceny korzyści ekonomicznych wynikających z poradnictwa prawno-obywatelskiego przy użyciu analizy typu *cost-benefit* oraz przytoczono przykłady jej zastosowania do oszacowania pełnych korzyści bądź tylko ich części. *Implicite* wskazano również konieczne działania z zakresu organizacji ewidencji statystycznej w celu umożliwienia adekwatnego pomiaru wymiernych efektów poradnictwa prawnego. Ponadto podjęto wstępną próbę (na podstawie niepełnych informacji) wyceny niektórych korzyści makroekonomicznych dla Polski płynących z poradnictwa prawno-obywatelskiego.

Artykuł wskazuje na celowość konstrukcji spójnej metodologii pomiaru finansowych i społecznych efektów poradnictwa prawnego. Jej zastosowanie wymaga konsekwentnego gromadzenia określonych danych, osobno dla każdego kraju, ponieważ ze względu na szereg różnic w uwarunkowaniach indywidualnych i kontekstowych pomiędzy systemami prawnymi poszczególnych krajów przenoszenie wniosków — zwłaszcza ilościowych — sformułowanych w jednym z nich na grunt innego jest merytorycznie nieuzasadnione. Pomimo tych ograniczeń, w świetle dostępnych (aczkolwiek niewystarczających) danych dla Polski stwierdzić należy, że wymierne korzyści z poradnictwa prawno-obywatelskiego dalece przewyższają zagregowane koszty związane z funkcjonowaniem systemu nieodpłatnej pomocy prawnej.

## METODOLOGIA

Analizując korzyści płynące z poradnictwa prawnego, należy zidentyfikować rodzaj problemu, z jakim boryka się osoba go doświadczająca, oraz odpowiedzieć na pytanie, w jakim stopniu udzielenie porady zmienia położenie tej osoby w porównaniu z sytuacją niezyskania pomocy. Chodzi o zidentyfikowanie finansowych następstw braku porady prawnej, podczas gdy *de facto* została ona udzielona<sup>2</sup>. Jest to zatem analiza kontrfaktyczna. Tak ogólnie określona koncepcja pomiaru efektów poradnictwa stanowi duże wyzwanie nawet w warunkach randomizowanych eksperymentów kontrolowanych, a jest szczególnie trudna do zastosowania w przypadku poradnictwa prawnego, usługodawcy nie prowadzą bowiem ewidencji spraw z dokładnością<sup>3</sup>, która mogłaby służyć obiektywnej wycenie pekuniarnych następstw ich usług dla klientów indywidualnych i społeczeństwa.

Procedura wyceny wymiernych efektów pomocy prawnej musi umożliwić udzielenie kwantyfikowalnej odpowiedzi na pytania:

- jak przedstawiałaby się sytuacja osoby, gdyby nie uzyskała ona pomocy prawnej?
- w jakim stopniu otrzymanie takiej pomocy wpływa na ostateczne rozwiązanie problemu?
- czy uzyskanie pomyślnego rozwiązania prawnego prowadzi do faktycznego uniknięcia negatywnych następstw problemu w życiu codziennym beneficjenta?

<sup>2</sup> Mowa o przypadku ogólnym, niezależnym od satysfakcji beneficjenta, ale *implicite* zakładającym udzielenie rzetelnej i adekwatnej do natury problemu porady prawnej oraz faktyczne postępowanie beneficjenta zgodnie ze wskazówkami zawartymi w poradzie.

<sup>3</sup> Nie chodzi przy tym o zaniechanie intencjonalne, gdyż usługodawcy stosują się w tym zakresie do istniejących regulacji.

- ile wynoszą koszty, których uniknięto dzięki pomocy prawnej?

Ważnym etapem wyceny korzyści z poradnictwa jest właściwe ustalenie scenariuszy rozwoju sytuacji beneficjenta, gdyby nie otrzymał on porady prawnej. Wskazać tu można kilka potencjalnych możliwości:

- brak jakichkolwiek działań i możliwość eskalacji negatywnych następstw zaniechania działań;
- działania nieformalne mające na celu rozwiązanie problemu;
- dążenie do rozwiązania problemu na komercyjnym rynku usług prawnych;
- samoczynne rozwiązanie problemu.

Każdy z wymienionych scenariuszy jest realistyczny, a to, który z nich zostanie wybrany, ma kluczowe znaczenie dla wyceny korzyści płynących z poradnictwa prawnego. Dlatego założenie, że osoba doświadczająca problemu nie jest w stanie rozwiązać go w inny sposób niż poprzez skorzystanie z porady prawnej, skutkuje znacznym przeszacowaniem efektów poradnictwa, a z kolei założenie, że wszystkie problemy „jakoś się same rozwiążą”, nawet bez intencjonalnych działań ze strony osób ich doświadczających, prowadzi do ich niedoszacowania. Wybór sposobu postępowania wobec zaistnienia problemu prawnego zależy od szeregu czynników, takich jak: przedmiot prawa i subiektywna waga problemu, cechy socjoekonomiczne osoby go doświadczającej czy bariery w dostępie do poradnictwa prawnego (Florczak i Grabowski, 2018a).

Dotychczasowe badania pokazują, że stosowane w praktyce procedury wyceny korzyści z poradnictwa prawnego różnią się pod względem wyboru scenariusza kontrfaktycznego. W niektórych analizach przyjmuje się tylko jeden scenariusz. Na przykład w badaniu przeprowadzonym przez PricewaterhouseCoopers (2009) w celu oszacowania kosztów obciążenia sądownictwa sprawami z zakresu prawa rodzinnego przyjęto, że wszystkie tego typu problemy, które nie zostałyby objęte pomocą prawną, trafiłyby na wokandę w postaci samoreprezentacji. Przyjęcie takiego założenia jest tyleż wygodne, co uproszczone, gdyż zapewne wiele osób nie zdecydowałoby się na wszczęcie postępowania sądowego nawet pomimo otrzymania porady prawnej.

W bardziej poprawnych metodycznie (choć niepozbawionych wad) analizach używa się ważonej sumy kosztów, która powstaje w wyniku podzielenia zsumowanych kosztów indywidualnych scenariuszy przez prawdopodobieństwo ich realizacji. To ostatnie ustala się za pomocą danych ankietowych. Przykładem jest badanie przeprowadzone przez Citizens Advice (2010), w którym wykorzystano informacje dotyczące udziału osób doświadczających negatywnych konsekwencji problemu prawnego w przypadku zaniechania działań w celu jego rozwiązania w ogólnej liczbie osób mających taki problem.

W innych badaniach nie ma spójności w ustalaniu scenariuszy kontrfaktycznych, w efekcie czego współczynniki opłacalności (korzyści/koszty) są przeszacowane. Dobry przykład stanowi badanie Judith Stubbs and Associates (2012), w którym na podstawie 160 indywidualnych case studies oszacowano finansowe następstwa zaniechania pomocy prawnej, kontrastując ze sobą dwa skrajne scenariusze. Po pierwsze, założono *ex-ante* 100-procentową skuteczność udzielonej pomocy prawnej bez sprawdzenia jej faktycznej efektywności. Po drugie, przyjęto, że w przypadku niezyskania pomocy problem nigdy nie zo-

stałby rozwiązany, co generowałoby koszty indywidualne i społeczne, albo że zostałyby podjęte próby jego nieefektywnego rozwiązania, np. poprzez indywidualne dociekanie swoich racji w sądzie.

Łatwo wykazać, że przyjęcie skrajnych scenariuszy jest metodycznie niepoprawne i znacząco zawyża korzyści płynące z poradnictwa prawnego. Jak pokazują bowiem inne badania, w przypadku ok. 20—70% problemów (w zależności od podmiotu prawa) dochodzi do ich samoczynnego rozwiązania, zaś w przypadku kolejnych 20% zwaśnione strony zawierają ugodę w drodze negocjacji, bez pośrednictwa prawnika lub sądu. Problem prawny, który nie doczekał się pomocy prawnej, nie musi zatem trwać w nieskończoność (Productivity Commission, 2014).

Co więcej, w raporcie Judith Stubbs and Associates (2012) przyjęto założenie, że nie tylko niemożliwe jest samorozwiązanie problemu, lecz że pozostawienie go nierozwiązanym niechybnie doprowadzi do jego eskalacji do granic, które można określić jako „czarny scenariusz”. Z oczywistych względów faktyczny przebieg sprawy może jednak przybrać inną postać niż „czarny scenariusz”, dlatego w celu właściwej wyceny kosztów, których uniknięto dzięki pomocy prawnej, konieczne jest uwzględnienie wiązki możliwych scenariuszy następstw (nie zawsze skrajnie niekorzystnych) nieotrzymania takiej pomocy. Przyjęcie bowiem skrajnych założeń (z jednej strony pełna efektywność pomocy prawnej, z drugiej zaś — 100-procentowa szansa realizacji „czarnego scenariusza” w przypadku nieotrzymania pomocy) skutkuje — jak już zostało powiedziane — znacznym zawyżaniem korzyści wynikających z poradnictwa. Nie dziwi zatem, że wskaźnik opłacalności inwestycji w poradnictwo prawne w badaniu Judith Stubbs and Associates (2012) wyniósł 18 : 1.

Przyjmowanie skrajnych założeń w analizach typu cost-benefit w celu maksymalizacji wskaźnika rentowności jest zjawiskiem na tyle powszechnym, że opisuje się je terminem „obciążenie optymizmem”. Spektrum faktycznych możliwości sytuacyjnych jest z pewnością znacznie szersze niż warianty „biały” (dotyczący wymiernych efektów skorzystania z pomocy prawnej) i „czarny” (wynikający z eskalacji nierozwiązanego problemu). Należy zatem dążyć do szacowania oczekiwanych korzyści przy zastosowaniu koncepcji wartości oczekiwanej, w której każdemu z realistycznych wariantów następstw udzielenia pomocy prawnej lub jej zaniechania przypisuje się odpowiednie prawdopodobieństwo częstościowe ich realizacji. W przypadku braku szczegółowych danych empirycznych imperatywem dla analiz cost-benefit pozostaje rozważenie przynajmniej dwóch wariantów skrajnych:

- zakładającego najkorzystniejsze efekty udzielenia porady i jednocześnie najbardziej pesymistyczne następstwa jej zaniechania oraz
- sceptycznie oceniającego faktyczną efektywność konkretnych rozwiązań prawnych i niedemonizującego rzeczywistych następstw trwania problemu.

Generalnym założeniem legitymizującym istnienie systemu nieodpłatnej pomocy prawnej jest m.in. to, że osoby z niej korzystające mają wyraźnie większe szanse na uzyskanie korzystnego dla nich werdyktu sądowego niż te, które — w analogicznych okolicznościach dotyczących prawnych aspektów problemu — wstąpiły na drogę sądową bez wcześniejszych konsultacji prawnych. Badania empiryczne generalnie weryfikują tę hipotezę afirmatywnie, chociaż niedostatecznie uwzględniają kontekst sytuacyjny, czyli nie biorą pod uwagę zmiennych kontrolnych i nie są prowadzone w warunkach randomizowanego eksperymentu

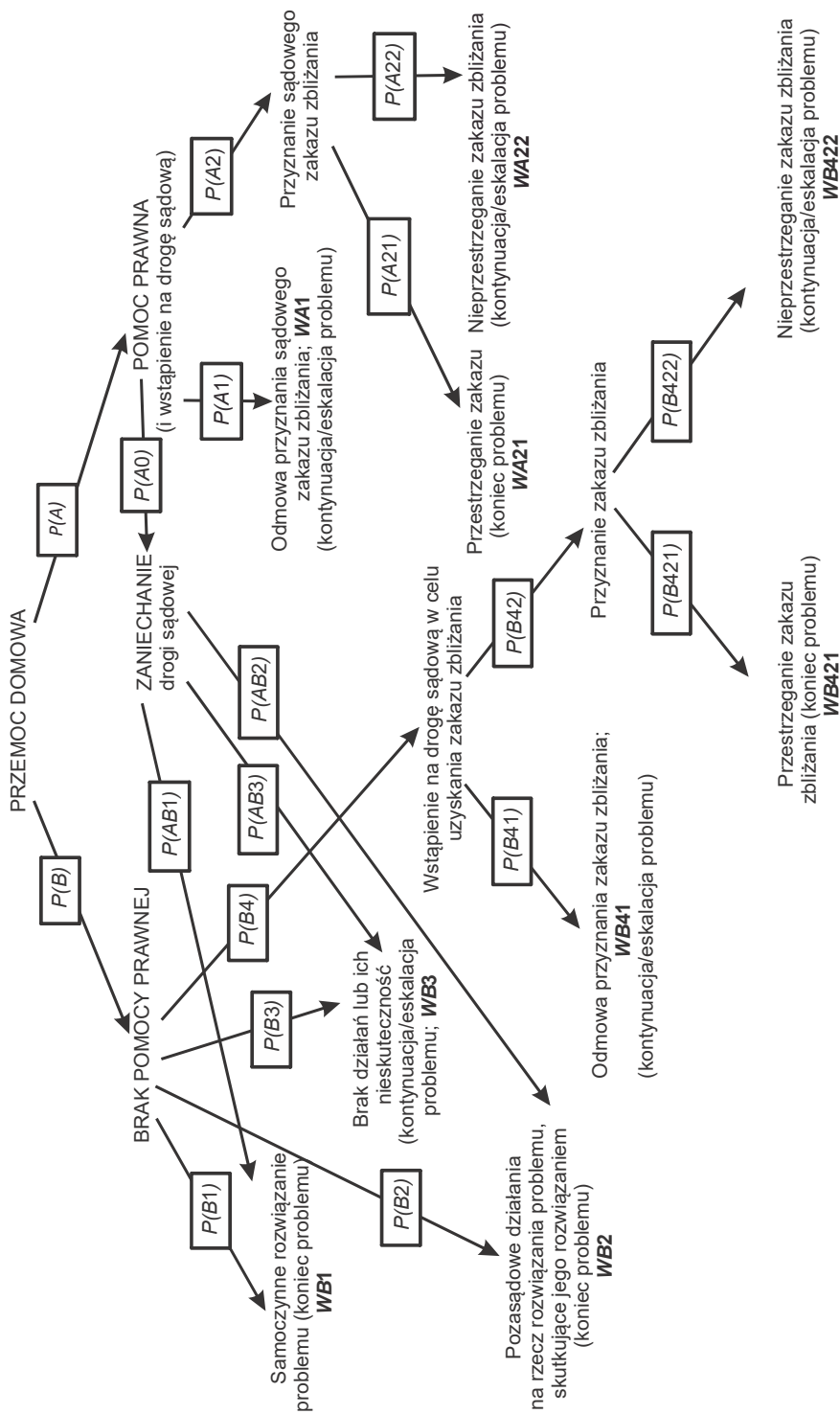
kontrolowanego (np. Engler, 2009; Citizens Advice, 2010; Whitfield, 2010). W konsekwencji nie można definitywnie stwierdzić, że korzystny werdykt sądu jest zasługą skorzystania z pomocy prawnej, nawet w przypadku reprezentacji prawnej, a tym bardziej skwantyfikować jej wymiernych efektów.

Nieliczne randomizowane eksperymenty kontrolne (Greiner i Pattanayak, 2012, Greiner i Pattanayak, 2013) wskazują na zróżnicowaną skuteczność reprezentacji prawnej, w dużym stopniu zależnej od podmiotu prawa, którego dotyczy sprawa sądowa, oraz innych okoliczności. Ogólnie jednak obraz, jaki wyłania się z tego typu analiz, wskazuje na przewagę reprezentacji prawnej nad poradnictwem prawnym oraz (w tym przypadku bardzo zdecydowanie) nad samoreprezentacją sądową bez uprzedniego uzyskania pomocy niekwalifikowanej. Z takich analiz płynie jednak oczywisty wniosek, że nie każda sprawa sądowa kończy się pomyślnie dla strony korzystającej z pomocy, nawet w formie reprezentacji prawnej, tak samo jak nie każda sprawa wniesiona na wokandę bez uprzedniego zasięgnięcia porady kończy się fiaskiem. Wszystkie te okoliczności powinny być brane pod uwagę w trakcie szacowania finansowych efektów poradnictwa prawnego. Uzyskanie — dzięki skorzystaniu z pomocy prawnej — korzystnego rozstrzygnięcia sądowego nominalnie kończy sprawę, ale w praktyce niekoniecznie oznacza faktyczny koniec problemu, którego przykre następstwa mogą występować nadal. Chociaż samo orzeczenie może być źródłem satysfakcji, to jednak na jego wymierny efekt należy poczekać, aż doprowadzi on do faktycznej zmiany sytuacji prawnej beneficjenta, co nie następuje natychmiast, a czasem w ogóle nie zachodzi. Na przykład przyznanie świadczeń alimentacyjnych na rzecz dziecka nie oznacza jeszcze otrzymania należnych alimentów i ewentualnych zaległości z tego tytułu. Podobnie sądowy zakaz zbliżenia się do ofiary przyniesie pozytywne efekty jedynie pod warunkiem przestrzegania go przez winowajcę. Jednocześnie należy uwzględnić okoliczności, w których nastąpiłoby autonomiczne powstrzymanie się od przemocy wobec poszkodowanych z przyczyn innych niż wymuszone nakazem sądowym.

W rozważaniach nad efektami pomocy prawnej ważną — a zarazem niezwykle trudną do ilościowej wyceny — rolę odgrywają czas oraz trwałość/zmienność uzyskanych rozwiązań. Dla przykładu, w zastanych okolicznościach uchronienie beneficjenta od eksmisji niekoniecznie oznacza jego trwałą ochronę przed bezdomnością, jeśli nie będzie on w stanie w długim okresie zapewnić sobie środków utrzymania. Również ten aspekt analizy korzyści i strat należy brać pod uwagę w trakcie szacowania wymiernych efektów poradnictwa prawnego. W przeciwnym razie uznanie korzystnego werdyktu sądowego za trwale chroniący beneficjenta przed problemem bezdomności będzie skutkowało przeszacowaniem faktycznych korzyści z tytułu pomocy prawnej.

Pozostawienie problemów prawnych bez rozwiązania może prowadzić do ich eskalacji, a w konsekwencji do niepożądanych następstw, takich jak: zmniejszenie dochodów, utrata pracy, depresja, bezdomność, rozpad więzi rodzinnych, przemoc domowa, choroby psychiczne, nadużywanie substancji uzależniających itp. (Coumarelos i in., 2012). Wymiernym skutkiem tego może być ponoszenie kosztów zarówno przez osoby, które doświadczają problemów, jak i przez całe społeczeństwo. Kosztów tych można byłoby w znacznym stopniu uniknąć, gdyby takie osoby zdecydowały się wcześniej na skorzystanie z pomocy prawnej. Istnieją liczne badania pokazujące skalę owych kosztów, bardziej jednak z perspektywy społecznej niż indywidualnej.

## SCHEMAT (1) ANALIZY TYPU COST-BENEFIT PROBLEMÓW ZWIĄZANYCH Z PRZEMOCĄ DOMOWĄ



Rezultaty badań jednoznacznie świadczą o tym (Abel i Vignola, 2010; Coumarelos i in., 2012), że ze społecznego punktu widzenia, jak również ze względu na dobro finansów publicznych nie warto oszczędzać na wydatkach na poradnictwo prawno-obywatelskie. Ograniczanie finansowania takiego poradnictwa skutkuje bowiem koniecznością ponoszenia niewspółmiernie wyższych wydatków publicznych w innych dziedzinach — na pomoc socjalną, ochronę zdrowia, świadczenia społeczne czy wymiar sprawiedliwości i więziennictwo. Nawet w warunkach ograniczeń budżetowych skierowanie dodatkowych środków na poszerzenie kręgu beneficjentów systemu nieodpłatnej pomocy prawnej czy zwiększenie zakresu usług świadczonych w jego ramach skutkować powinno per saldo spadkiem zagregowanych wydatków publicznych. Wskaźniki opłacalności inwestycji w obszarze pomocy prawnej są bowiem znacząco wyższe niż w innych obszarach finansowanych z kasy publicznej.

Warto przytoczyć przykład ilustrujący dobre praktyki w zakresie pomiaru korzyści płynących z pomocy prawnej. Schemat uwzględnia konieczne elementy kontrafaktycznej analizy scenariuszowej dotyczącej korzyści wynikających z pomocy prawnej w przypadku przemocy domowej. Grafy wskazują na warunkowe zależności pomiędzy scenariuszami generującymi różne koszty społeczne w przypadku ich realizacji (symbol scenariusza odpowiada iloczynowi prawdopodobieństw warunkowych prowadzących do ich wystąpienia), zaś w prostokątnych polach podano prawdopodobieństwo realizacji kolejnych etapów poszczególnych scenariuszy.

Ze schematu wynika, że nieuzyskanie pomocy prawnej nie musi prowadzić do realizacji „czarnego scenariusza” (*WB3*), czyli kontynuacji lub eskalacji problemu. Prawdopodobieństwo jego realizacji wynosi bowiem  $P(B) \cdot P(B3)$  i z oczywistych względów nie wyczerpuje wszystkich możliwych scenariuszy przebiegu sprawy w przypadku zaniechania porady prawnej (gdyż  $P(B3)$  nie jest równe 1). Realistyczne są również warianty samoczynnego rozwiązania problemu (*WB1*), jak również jego rozwiązania w następstwie działań pozasądowych (*WB2*). Ponadto wniesienie sprawy na wokandę, bez uprzedniej konsultacji prawnej, nie musi oznaczać przegrania sprawy w sądzie (*WB421*). Z drugiej strony jednak, nawet fakt uzyskania sądowego zakazu zbliżania się nie oznacza, że będzie on respektowany przez winowajcę (*WB422*).

Analogicznie, efektem uzyskania pomocy prawnej niekoniecznie musi być realizacja „scenariusza białego”, w którym dochodzi do uzyskania sądowego zakazu zbliżania się i zakaz ten jest przestrzegany (*WA21*). Prawdopodobieństwo jego realizacji wynosi bowiem jedynie  $P(A) \cdot P(A2) \cdot P(A21)$ . Prawdopodobny jest również scenariusz nieotrzymania sądowego zakazu zbliżania się do ofiary (*WA1*), i to pomimo asysty prawnej ( $P(A) \cdot P(A1)$ ), oraz scenariusz uzyskania takiego rozwiązania, ale nieprzestrzegania go przez osobę objętą zakazem (*WA22*), którego prawdopodobieństwo wynosi  $P(A) \cdot P(A2) \cdot P(A22)$ .

Należy brać pod uwagę również przypadek zaniechania dochodzenia swoich praw w sądzie nawet po uprzednim uzyskaniu porady prawnej. Ewentualne korzyści z takiej pomocy można bowiem osiągnąć jedynie przy założeniu podjęcia koniecznych działań zgodnie ze wskazówkami otrzymanymi w trakcie porady. Efektem zaniechania może być wówczas realizacja jednego z trzech scenariuszy wynikających z braku pomocy prawnej — *WB1*, *WB2* lub *WB3*. Jednakże ze względu na fakt udzielenia porady należy przypuszczać, że prawdopodobień-

stwo warunkowej realizacji tych scenariuszy będzie inne niż w przypadku braku porady prawnej (np. ze względu na efekt odstraszenia czy efekt mediacyjny). Suma prawdopodobieństw warunkowych rozważanych przypadków jest wówczas równa jedności ( $1 = P(A0|A) + P(A1|A) + P(A2|A)$ ).

Istnieje zatem szereg możliwych scenariuszy rozwoju sytuacji w warunkach zaniechania poszukiwania pomocy prawnej, jak i kilka scenariuszy związanych z faktycznymi efektami skorzystania z takiej pomocy. Wszystkie te okoliczności powinny być *explicite* brane pod uwagę w trakcie analizy cost-benefit dotyczącej wyceny korzyści netto z tytułu poradnictwa prawnego. Realizacja każdego z wariantów oznacza bowiem inne koszty i korzyści.

Z jednej strony mamy rzeczywiste koszty budżetowe związane z funkcjonowaniem systemu nieodpłatnej pomocy prawnej, z drugiej zaś — kontrfaktyczne korzyści w postaci oszczędności po stronie wydatków (indywidualnych, budżetowych i społecznych), których zdołano uniknąć dzięki poradnictwu. Udział kosztów indywidualnych, budżetowych i społecznych oraz ich wysokość są różne w poszczególnych scenariuszach. Na przykład w przypadku realizacji scenariusza *WB1* ponoszone są jedynie krótkookresowe koszty indywidualne, zaś w scenariuszu *WB3* — długookresowe koszty indywidualne, budżetowe i społeczne. Ponadto wstąpienie na drogę sądową w celu dochodzenia swoich praw, bez uprzedniej konsultacji prawnej, z dużym prawdopodobieństwem prowadzi do wzrostu rzeczywistych kosztów związanych z procedowaniem sprawy (np. *Price-waterhouseCoopers*, 2009).

Należy zatem dla każdego z wyszczególnionych na schemacie 1 scenariuszy określić nie tylko odpowiadające im prawdopodobieństwo, lecz także rzeczywiste koszty wiążące się z ich realizacją. Wymaga to zgromadzenia szeregu informacji, które nie są dostępne ani w ewidencji instytucji prawnych, ani w bazach danych usługodawców komercyjnych czy niekomercyjnych<sup>4</sup>. Z tego względu jedynie uprzednie opracowanie szczegółowej metodologii pomiaru korzyści z tytułu pomocy prawnej, następnie zaś zobligowanie instytucji usługodawczych do prowadzenia adekwatnej ewidencji statystycznej daje możliwość wiarygodnej wyceny tych korzyści.

Jeśli przyjmiemy dodatkowe — wydaje się, że realistyczne — założenie, że pokrzywdzeni dopiero po upływie pewnego czasu i wielokrotnym powtarzaniu się incydentów przemocy domowej decydują się na formalne działania zapobiegawcze, uprzednio próbując rozwiązać ten problem w sposób nieformalny i nie doczekawszy się samoistnego jego rozwiązania, będzie to oznaczać, że do konsultacji prawnej trafią jedynie przypadki ciężkie i nierokujące naprawy w sposób pozasądowy. Dlatego efektywną opcją rozwiązania zaistniałej sytuacji, którą ofiara przemocy uzyska w trakcie konsultacji prawnej, będzie dążenie do uzyskania sądowego zakazu zbliżania się. Korzyścią z pomocy prawnej, odniesioną

---

<sup>4</sup> Chodzi zarówno o pracowników zinstytucjonalizowanego systemu nieodpłatnej pomocy prawnej, tj. członków palestry i organizacje pozarządowe funkcjonujące w ramach tego systemu, jak również o organizacje pozarządowe udzielające porad prawnych poza zinstytucjonalizowanym systemem, np. uniwersyteckie poradnie prawne.

Dane zawarte w karcie pomocy prawnej (część statystyczna), stanowiącej załącznik do Rozporządzenia Ministra Sprawiedliwości z dnia 24 grudnia 2015 r. w sprawie sposobu udzielania i dokumentowania nieodpłatnej pomocy prawnej (Dz. U. poz. 2186), nie są wystarczające, aby dokonać szacunku korzyści według ogólnych wytycznych wskazanych w artykule.

dzięki otrzymaniu sądowego zakazu zbliżania się — pod warunkiem jego przestrzegania — będzie zatem uniknięcie kosztów, które byłyby związane z trwaniem patologicznej sytuacji. W odniesieniu do tej części omawianych korzyści, które dotyczą kontrfaktycznego scenariusza zaniechania działań lub ich nieskuteczności (*WB3*), wyznaczyć je można następująco:

$$KUWB3 = P(B3)/[P(B3) + P(B4)] \cdot P(A) \cdot P(A2) \cdot P(A21) \cdot KWB \quad (1)$$

gdzie:

*KUWB3* — koszty, których udało się uniknąć (a zatem korzyści) dzięki skorzystaniu z pomocy prawnej, w wyniku czego uzyskano sądowy zakaz zbliżania się i respektowanie go przez osobę objętą tym zakazem,

$P(B3)/[P(B3) + P(B4)]$  — ta część skonsultowanych przypadków, o których można byłoby sądzić, że gdyby nie trafiły do konsultacji, pozostałyby nierozwiązane,

*KWB* — koszty pozostawienia problemu nierozwiązanego (a zatem narastającego).

Zauważmy, że ofiary przemocy domowej mogą próbować rozwiązać swój problem bezpośrednio na wokandzie sądowej. W takim przypadku ich szanse na uzyskanie pozytywnego orzeczenia, czyli sądowego zakazu zbliżania się, są najprawdopodobniej mniejsze, niż gdyby osoby te skorzystały z profesjonalnej pomocy prawnej, ale z pewnością nie są zerowe. W tych okolicznościach korzyści z pomocy prawnej wynikać będą przede wszystkim z różnicy pomiędzy prawdopodobieństwem uzyskania sądowego zakazu zbliżania się w warunkach braku pomocy prawnej a sytuacją, w której udzielono takiej pomocy. Korzyści te można wyznaczyć następująco:

$$KUWB421 = P(B4)/[P(B3) + P(B4)] \cdot P(A) \cdot P(A2) \cdot P(A21) \cdot KWB + \\ - P(B4)/[P(B3) + P(B4)] \cdot P(A) \cdot P(B42) \cdot P(B421) \cdot KWB \quad (2)$$

Do korzyści odniesionych dzięki pomocy prawnej należałoby dodać również oszczędności wynikające ze sprawniejszego procedowania sprawy, jeśli nie napotyka ona trudności lub uchybień formalnych, co często zachodzi w przypadku nieudolnej samoreprezentacji w sądzie.

Przedstawiona analiza korzyści przy zastosowaniu scenariuszy kontrfaktycznych ilustruje możliwości zaproponowanej metodologii. Jest to pierwsza próba algorytmizacji pomiaru korzyści płynących z poradnictwa prawnego. Oczywiście pełne szacunki korzyści musiałyby objąć wszystkie przedmioty prawa, wszystkie istotne sposoby postępowania w warunkach braku pomocy i jednocześnie wszystkie istotne opcje możliwych rozwiązań prawnych danego problemu<sup>5</sup>. Po-

<sup>5</sup> Przypisanie określonego stanu spraw do odpowiednich scenariuszy (por. schemat 1) powinno odbywać się z zastosowaniem kryterium kosztów/korzyści, nie zaś kryterium formalnego. Na przykład samoczynne rozwiązanie problemu pozwalające na uniknięcie kosztów indywidualnych i społecznych należy przypisać do stanu *WB1*, zaś samoczynne rozwiązanie problemu (ustanie problemu w sensie prawnym) skutkujące kosztami indywidualnymi i społecznymi należy przypisać do stanu *WB3*.



nadto na podstawie danych empirycznych należałoby wyznaczyć częstościowe prawdopodobieństwa realizacji poszczególnych scenariuszy oraz ustalić wysokość jednostkowych kosztów społecznych wynikających z nierozwiązania i trwania problemu. Jest to olbrzymie wyzwanie badawcze, głównie ze względu na niedostępność danych.

Na zakończenie tej części rozważań warto przytoczyć wartości współczynnika rentowności, które uzyskano w badaniach cost-benefit dla Australii i Wielkiej Brytanii. W badaniu PriceWaterhouseCoopers (2009) dokonano szacunku wpływu systemu nieodpłatnej pomocy prawnej na funkcjonowanie sądownictwa w Australii (a zatem skupiono się jedynie na wąskim fragmencie ekonomicznych korzyści wynikających z funkcjonowania tego systemu). Uzyskany współczynnik opłacalności (*benefit-cost ratio*) wyniósł 1,60—2,25, z czego wynika, że poradnictwo prawne zasługuje na finansowanie z kasy publicznej nawet na podstawie tak wąsko rozumianych korzyści.

Kolejnym badaniem, w którym zastosowano procedury analityczne zbliżone do omówionych w niniejszym opracowaniu, jest Citizens Advice (2010). Wyróżniono w nim cztery przedmioty prawa: prawo mieszkaniowe, prawo finansowe, świadczenia społeczne oraz prawo pracy, a przy pomiarze korzyści brano pod uwagę destruktywne konsekwencje zaniechania pomocy prawnej — utratę zdrowia, stres, rozpad więzi emocjonalnych i rodzinnych, straty mienia, bezdomność, utratę pracy, obniżenie dochodów i spadek samooceny. Wartości współczynników rentowności wyniosły odpowiednio: 2,34; 2,98; 8,80 i 7,13 dla prawa mieszkaniowego, prawa finansowego, świadczeń społecznych i prawa pracy.

Najbardziej metodycznie zaawansowanym i obszernym badaniem — jedy- nym, w którym wszystkie aspekty metodologiczne są wyjaśnione *explicite* — jest Judith Stubbs and Associates (2012). Uwzględniono w nim wszystkie przedmioty prawa i możliwe do skwantyfikowania korzyści. Przy ich wycenie nie wzięto jednak pod uwagę możliwości nieformalnego rozwiązania problemu, co wpłynęło na znaczne przeszacowanie współczynnika rentowności.

Wszystkie wymienione efekty poradnictwa prawnego mają charakter pozytywnych efektów zewnętrznych, gdyż ich zaistnienie nie wiąże się z uszczupleniem możliwości zaspokojenia innych potrzeb społecznych. Ta ważna uwaga umożliwia przejście do kolejnego nurtu pomiaru ekonomicznych korzyści z poradnictwa prawnego, popularyzowanego przez palestrę Stanów Zjednoczonych.

### POPYTOWE EFEKTY PORADNICTWA PRAWNEGO

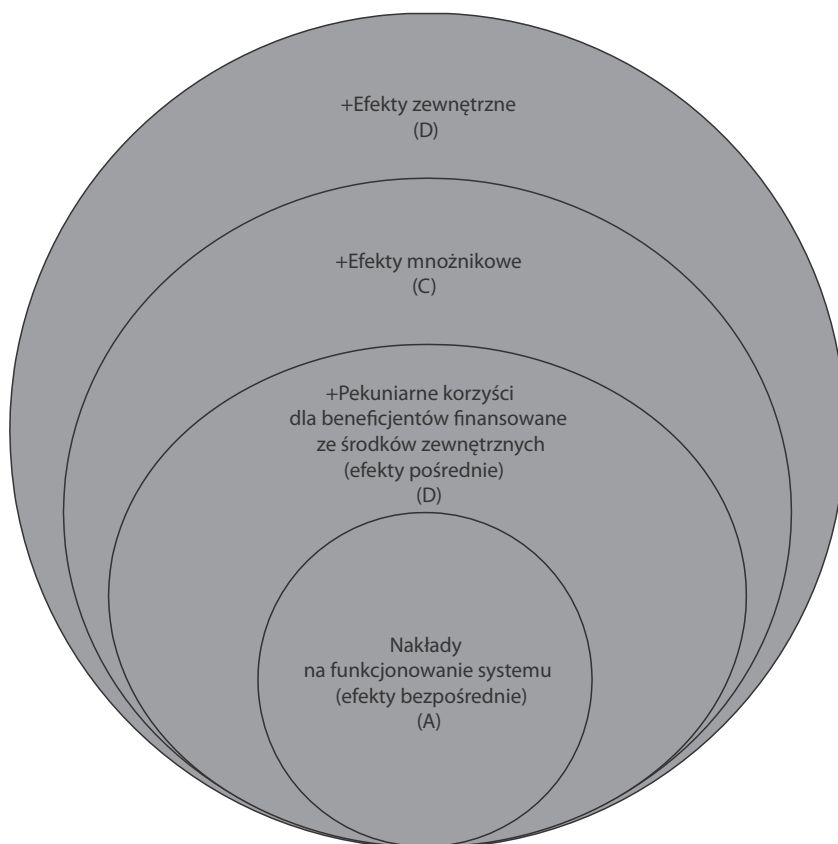
Punktem wyjścia analiz korzyści popytowych jest zagregowana wysokość wydatków publicznych na funkcjonowanie systemu nieodpłatnego poradnictwa prawnego. Osoby udzielające takich świadczeń — członkowie palestry, a także inni kompetentni pracownicy — otrzymują wynagrodzenie za swoje usługi. Beneficjenci pomocy prawnej uzyskują dzięki niej należne im świadczenia społeczne lub inne gratyfikacje pieniężne. W rezultacie na rynek trafiają nowe środki, które są wydatkowane na różnorodne dobra i usługi, a tym samym generują dodatkowy popyt, który w nomenklaturze ekonomicznej określa się mianem

mnożnika inwestycyjnego. Mamy tu więc do czynienia z makroekonomicznym mechanizmem zwielokrotniania pierwotnych impulsów popytowych poprzez uruchomienie istniejących w gospodarce sprzężeń zwrotnych, co skutkuje wzrostem ogólnej aktywności ekonomicznej, konsumpcji, produkcji i zatrudnienia.

W warunkach gospodarki rynkowej mnożnik inwestycyjny obrazuje łączne makroekonomiczne i długookresowe finansowe korzyści z iniekcji dodatkowych środków publicznych do gospodarki. W odróżnieniu od proponowanej w niniejszym artykule metodologii tak określone korzyści nie są zatem społecznymi efektami zewnętrznymi, lecz zaksięgowanymi pozycjami dochodowymi, które wpływają na prosperity danego stanu. Wprawdzie efekty zewnętrzne są w takich analizach częściowo uwzględniane, ale z pewnością nie nadaje się im pierwszorzędne znaczenia.

Na schemacie 2 przedstawiono koncepcję pomiaru popytowych makroekonomicznych korzyści z tytułu poradnictwa prawnego, zaś w tabl. 1 przytoczono wartości współczynników rentowności dla kilku stanów w Stanach Zjednoczonych, w których przeprowadzono badania.

#### SCHEMAT (2) GENEROWANIA MAKROEKONOMICZNYCH KORZYŚCI POPYTOWYCH Z PORADNICTWA PRAWNEGO



W środku schematu (krąg A) umieszczono bezpośrednie koszty publiczne związane z funkcjonowaniem systemu, przy czym — co niezwykle ważne — koszty te, zgodnie z podejściem popytowym (czyli ekonomią keynesowską) i koncepcją mnożnika inwestycyjnego, oznaczają jednocześnie bezpośrednie korzyści dla gospodarki, która charakteryzuje się występowaniem wolnych mocy wytwórczych. Dotyczy to zwłaszcza kosztów pokrywanych ze źródeł zewnętrznych, co w przypadku poszczególnych stanów oznacza finansowanie ze środków federalnych.

Kolejny krąg (B) obrazuje wymierne, zaksięgowane korzyści pieniężne, które trafiły do danego stanu z funduszy federalnych, bądź zasilając bezpośrednio konta beneficjentów, bądź w formie świadczeń społecznych. Są to zatem bezpośrednie pekuniarne efekty podjęcia przez beneficjentów odpowiednich działań, zalecanych i wspomaganych przez usługodawców. Jednocześnie wynikające stąd gratyfikacje indywidualne nie obciążają kasy stanowej. Z punktu widzenia partykularnego interesu lokalnego/stanowego są to więc społeczne korzyści o cechach efektów zewnętrznych.

Krąg (C) dotyczy efektów mnożnikowych wzrostu popytu finalnego, indukowanych wprowadzeniem dodatkowych środków związanych z funkcjonowaniem systemu nieodpłatnej pomocy w danym stanie<sup>6</sup> oraz wielkością bezpośrednich korzyści, jakie przypadają w udziale rezydującym w nim beneficjentom pomocy prawnej. Efekty mnożnikowe wynoszą od 1/2 do 2/3 ogólnych korzyści; szacuje się je przy użyciu wielorównaniowych modeli ekonometrycznych gospodarki poszczególnych stanów i gospodarki narodowej, najczęściej wyrastających z metod input-output.

Krąg (D) uzupełnia analizę o wybrane efekty zewnętrzne<sup>7</sup>, wynikające z uniknięcia kosztów społecznych, które należałoby ponieść w przypadku zaniechania pomocy prawnej. Są to zatem korzyści kontrfaktyczne, które nie prowadzą do wystąpienia efektów mnożnikowych.

Przedstawiona metodyka pomiaru makroekonomicznych efektów popytowych poradnictwa, stosowana w Stanach Zjednoczonych, budzi pewne wątpliwości. Po pierwsze, z punktu widzenia danego stanu<sup>8</sup> wszelkie koszty, które w wyniku udzielonych porad prawnych można przerzucić nie tylko na podmioty indywidualne, lecz także na budżet federalny, będą oznaczać pozytywne efekty zewnętrzne (np. Smith, Finkelstein i O'Malley, 2011). Jednakże z szerszego — federalnego lub np. unijnego — punktu widzenia opisane zjawisko nie będzie generować pozytywnych efektów zewnętrznych, gdyż to, co jest korzyścią dla stanu, oznacza stratę dla budżetu centralnego/unijnego. W konsekwencji mamy do czynienia jedynie ze zmianą alokacji korzyści i strat w ujęciu przestrzennym.

Po drugie, uznanie kosztów funkcjonowania systemu nieodpłatnego poradnictwa za korzyści generujące silne efekty mnożnikowe jest w świetle logiki ekonomii neokeynesowskiej tyleż trafne, co (w szerszym kontekście) iluzoryczne. Alo-

<sup>6</sup> W niektórych badaniach dokonuje się podziału na część finansowaną z budżetu stanowego oraz pokrywaną ze środków pozastanowych.

<sup>7</sup> Na ogół dotyczą one przemocy domowej i bezdomności.

<sup>8</sup> Przytoczone argumenty można uogólnić na region/państwo/unię.

kacja środków publicznych w inne obszary działalności publicznej mogłaby przynieść bowiem zbliżone korzyści mnożnikowe<sup>9</sup>.

Po trzecie wreszcie, zagregowana rentowność inwestycji w poradnictwo wydaje się częstokroć znacznie zawyżona (tabl. 1), efekty społeczne mają charakter lokalny, a wycena faktycznych efektów zewnętrznych jest szczątkowa.

W tabl. 1 przedstawiono przegląd badań amerykańskich. Informacje źródłowe nie zawsze umożliwiały wypełnienie wszystkich rubryk; braki te oznaczono symbolem x.

**TABL. 1. WSKAŹNIKI ZWROTU Z INWESTYCJI W PORADNICTWO PRAWNE W WYBRANYCH STANACH STANÓW ZJEDNOCZONYCH**

Badanie	Stany	Efekty				Efekt łączny (wskaźnik zwrotu z inwestycji) <sup>a</sup>
		bezpośrednie (koszty systemu)	pośrednie	mnożnikowe	zewnętrzne	
		w mln USD				
The Resource for Great Programs (2009) .....	Missouri	18,0	x	24,9	8,2	1,8
Perryman Group (2013) .....	Teksas	96,5	214,3	508,1	x	7,5
Massachusetts Legal Assistance Corporation (2012)	Massachusetts	9,5	x	43,7	15,1	5,5
Agee S.C. (2011) .....	Oklahoma	8,2	4,0	7,8	x	1,4
Florida Tax Watch (2010) ....	Floryda	52,5	56,7	159,9	34,4	4,8
The Resource for Great Programs (2013) .....	Tennessee	16,8	64,0	81,0	42,6	11,2
Montana Legal Services Association (2015) .....	Montana	3,0	1,4	6,3	1,8	3,2
Kushner J. (2012) .....	Illinois	40,1	49,4	11,5	11,3	1,8
Smith K., Brewer A. (2011)	Wirginia	26,4	72,4	66,6	x	5,3

a Wynik dzielenia sumy efektów pośrednich, mnożnikowych i zewnętrznych przez efekty bezpośrednie.

Źródło: opracowanie własne.

Wskaźnik zwrotu z inwestycji w poradnictwo prawne jest bardzo zróżnicowany (od 1,43 do 11,2), co najprawdopodobniej świadczy nie tyle o wysokich faktycznych różnicach korzyści makroekonomicznych z poradnictwa prawnego pomię-

<sup>9</sup> W wielorównaniowych modelach ekonometrycznych siła efektów mnożnikowych i jej rozkład w poszczególnych sektorach gospodarki oraz w różnych regionach (stanach) zależą od trzech czynników: (a) skłonności do oszczędzania grup społecznych otrzymujących środki publiczne, (b) struktury konsumpcji takich grup i (c) struktury produkcji regionalnej. Należy przypuszczać, że alokacja środków publicznych w obszarach, w których pracobiorcy charakteryzowaliby się relatywnie niską zamożnością — i tym samym mierną skłonnością do oszczędzania — mogłaby generować nawet wyższe krótkookresowe korzyści popytowe. Można bowiem założyć, że środowisko prawnicze jest pod względem zamożności sytuowane powyżej średniej krajowej. Ponadto z uwagi na różnice w strukturze konsumpcji i produkcji efekty mnożnikowe mogą się znacznie różnić pomiędzy regionami, co utrudnia analizę komparatywną. W tych bowiem regionach, w których wzrostowi konsumpcji towarzyszył będzie wzrost produkcji (co zachodzi, jeśli struktura konsumpcji i produkcji są podobne), efekty mnożnikowe będą wysokie, zaś w przypadku przeciwnym — niskie.

dzy poszczególnymi stanami, co o bardziej zniuansowanych różnicach procedur pomiaru. Jednoznaczne zidentyfikowanie przyczyn owego zróżnicowania nie jest możliwe ze względu na skąpe informacje metodologiczne zawarte w pracach poświęconych tym badaniom. Niemniej jednak należy podkreślić, że we wszystkich przypadkach wskaźnik zwrotu z inwestycji w poradnictwo prawne jest wyraźnie większy od jedności.

Metodologia pomiaru korzyści z nieodpłatnego poradnictwa prawnego, w której główną rolę odgrywają efekty mnożnikowe, umożliwia przeprowadzenie szacunków makroekonomicznych efektów wprowadzenia reformy systemu nieodpłatnego poradnictwa prawnego w Polsce, którą wprowadzono ustawą o nieodpłatnej pomocy prawnej oraz edukacji prawnej z dnia 5 sierpnia 2015 r.; weszła ona w życie 1 stycznia 2016 r. Tablica 2 zawiera harmonogram nakładów na system. Kwoty ogółem wynoszą realnie ok. 100 mln zł rocznie (ich nieznaczny nominalny wzrost neutralizuje przewidywaną inflację). Można zatem przyjąć, że będziemy mieć do czynienia z efektami realnego mnożnika podtrzymanego w wysokości 100 mln zł aż do roku 2025.

**TABL. 2. NAKŁADY NA FUNKCJONOWANIE SFORMALIZOWANEGO SYSTEMU NIEODPŁATNEJ POMOCY PRAWNEJ W POLSCE ISTNIEJĄCEGO OD 2016 R.**

L a t a	Nakłady w mln zł
2016 .....	94,18
2017 .....	96,16
2018 .....	98,56
2019 .....	100,90
2020 .....	103,35
2021 .....	105,83
2022 .....	108,37
2023 .....	110,86
2024 .....	113,41
2025 .....	116,02

Ź r ó d ł o: <http://isap.sejm.gov.pl/DetailsServlet?id=WDU20150001255>.

W celu oszacowania efektów mnożnikowych posłużmy się modelem gospodarki narodowej Polski, skonstruowanym przy udziale autora niniejszego opracowania (Welfe i Florczak, 2009). W cytowanej pracy przeprowadzono liczne analizy mnożnikowe, w których badano zmiany aktywności ekonomicznej gospodarki Polski w reakcji na zwiększenie różnorodnych zmiennych instrumentalnych w roku 2005<sup>10</sup>. W kontekście zagadnień będących przedmiotem niniejszych rozważań najbardziej adekwatny wydaje się mnożnik względem zwiększenia nakładów na spożycie publiczne.

W świetle analiz mnożnikowych przeprowadzonych z zastosowaniem modelu W8-P (Welfe i Florczak, 2009) 10-procentowy podtrzymany wzrost wydatków publicznych prowadzi do 2,5-procentowego trwałego wzrostu PKB. Aby wyznaczyć wielkość mnożnika, należy powyższy wynik wyrazić w wielkościach bezwzględ-

<sup>10</sup> W omawianych w niniejszym artykule rachunkach dąży się jedynie do oszacowania relatywnej wysokości mnożnika PKB względem zwiększenia inwestycji publicznych, nie ma zatem potrzeby dokonywania dodatkowych przekształceń w celu wyznaczenia wartości bezwzględnych tego mnożnika w cenach z 2016 r.

nych. 10% wydatków publicznych w 2005 r. to ok.  $0,1 \cdot 190$  mld zł = 19 mld zł, zaś 2,5% z PKB ogółem w tym samym roku to  $0,025 \cdot 1000$  mld zł = 25 mld zł. Wynika stąd, że wysokość omawianego mnożnika wynosi  $25/19 = 1,32$ .

Możliwość zgrubnej wyceny efektów zewnętrznych poradnictwa prawnego w Polsce związanych z ograniczeniem przestępczości daje badanie przeprowadzone przez autora niniejszego opracowania (Florczak, 2013). Również w tym wypadku przy użyciu wielowymiarowego modelu ekonometrycznego opisującego system egzekucji prawa w Polsce przeprowadzono analizy mnożnikowe, w których skwantyfikowano efekty oddziaływania wzrostu nakładów publicznych na poszczególne ogniwa systemu na poziom przestępczości. Wynika z nich, że wzrost nakładów na sądownictwo (czyli tę część systemu egzekucji prawa, którą w pewnym sensie można utożsamiać z poradnictwem prawnym) skutkuje spadkiem poziomu przestępczości aż o ok. 0,40%<sup>11</sup>. Oznacza to, że jeśli zagregowane społeczne koszty przestępczości są w ciągu roku wyższe niż 25 mld zł (co wydaje się więcej niż pewne), to efekty zewnętrzne z tytułu ograniczenia skali przestępczości przewyższają koszty związane z funkcjonowaniem systemu nieodpłatnej pomocy prawnej w Polsce.

## Podsumowanie

Zarówno szacunki dla innych krajów, jak i pilotażowe rachunki dla Polski jednoznacznie wskazują, że inwestowanie w nieodpłatne poradnictwo prawne jest pożądane nie tylko z legalistycznego, lecz także ze społeczno-ekonomicznego punktu widzenia. Wskaźniki zwrotu z inwestycji w poradnictwo są wyższe niż w innych, tradycyjnych obszarach aktywności ekonomicznej, np. w infrastrukturze drogowej. Należy przy tym podkreślić, że wskaźniki te nie uwzględniają wszystkich wymiernych efektów zewnętrznych indukowanych pomocą prawną ze względu na liczne problemy z ich wiarygodną wyceną.

Korzystanie z profesjonalnej pomocy prawnej w przypadku pojawienia się problemu przynosi wymierne korzyści indywidualne (Florczak i Grabowski, 2018b). Beneficjentami nieodpłatnego systemu poradnictwa prawnego są zatem zarówno osoby fizyczne, jak i całe społeczeństwo. Skala korzyści jest przy tym na tyle wysoka, że należy rekomendować poszerzenie istniejącego systemu tak, aby umożliwić korzystanie z nieodpłatnych usług prawnych wszystkim członkom społeczeństwa. Jak bowiem pokazują inne badania nad popytem na usługi poradnicze (Florczak, 2015, 2016, 2017), tego rodzaju nowelizacja ustawy o nieodpłatnej pomocy prawnej nie spowodowałaby znaczącego obciążenia budżetu państwa.

Ogólny obraz korzyści społecznych, jaki wyłania się z analiz, jest niezmiernie zachęcający. Nawet pomijanie w kalkulacjach pozytywnych efektów zewnętrznych nie zmniejsza puli zagregowanych korzyści na tyle, aby podważyć celowość funkcjonowania systemu. Tym niemniej faktem jest również, że dążąc do pełnego i niekontrowersyjnego z naukowego punktu widzenia pomiaru omawianych korzyści, należy wypracować i doprecyzować liczne szczegóły metodologiczne. Kwestia ta — wraz z zagadnieniami związanymi z efektywną ewidencją

<sup>11</sup> W oryginalnych symulacjach spadek ten wyniósł ok. 1%, ale następował w wyniku wzrostu nakładów na sądownictwo o 100 mln zł w cenach z 1995 r. Ze względu na 2,5-krotny wzrost poziomu cen w latach 1995—2015 efekt ten należało przeskalować.

statystyczną zgodną z taką metodologią — to jedne z kluczowych zadań, przed jakimi stoją badacze zainteresowani ekonomicznymi aspektami nieodpłatnego poradnictwa prawnego.

Praktyczna implementacja proponowanej w artykule metodologii w celu oszacowania pełnych korzyści z nieodpłatnego poradnictwa prawnego w Polsce wymagałaby szeregu prac prowadzonych przez interdyscyplinarny zespół naukowy. Kluczową kwestią pozostaje właściwe ustalenie realistycznych scenariuszy kontrfaktycznych dla adekwatnego (ani nazbyt szczegółowego ani, nazbyt ogólnego) zbioru spraw/problemów prawnych i oszacowanie jednostkowych kosztów/korzyści każdego z takich scenariuszy. Mimo istnienia pewnych wskazówek (np. Genn, 1999) dotychczasowa praktyka formułowania kwestionariuszy ankietowych (np. Murayama, 2007; Gramatikov, 2008; Burdziej i Dudkiewicz, 2013; Preisert, Schimanek, Waszak i Winiarska, 2013) nie obejmuje wielu zagadnień, których uwzględnienie jest konieczne do implementacji proponowanej metody. W szczególności znacznie więcej miejsca należałoby poświęcić ankietowaniu tych respondentów, którzy zgłosili wystąpienie problemu prawnego, ale nie podjęli żadnych działań w celu jego rozwiązania. Tylko na tej podstawie można konstruować wiarygodne scenariusze kontrfaktyczne. W odniesieniu zaś do respondentów, którzy w obliczu problemu prawnego zasięgnęli porady prawnej, należy znacznie dokładniej przyjrzeć się efektom takiej pomocy, w tym zapytać, czy beneficjent w ogóle zastosował się do udzielonych wskazówek.

W omówionej w artykule metodologii pomiar kosztów dokonywany jest z perspektywy prawdopodobieństwa częstościowego i nie przyjmuje się w niej założenia o „typowym kliencie”, a wręcz przeciwnie, we wszystkich scenariuszach kontrfaktycznych chodzi o policzenie wysokości korzyści według koncepcji wartości oczekiwanej. Tym samym konieczne jest zgromadzenie odpowiednio dużej, losowej i reprezentatywnej próby dla każdego z rozważanych scenariuszy (zgodnie z centralnym twierdzeniem granicznym wystarcza 30 przypadków). Jakkolwiek liczba ta wydaje się niewielka, to jednak zebranie tylu obserwacji dla każdego scenariusza kontrfaktycznego w ramach wszystkich wyróżnionych kategorii problemów prawnych i w warunkach reprezentatywnej próby losowej (tylko wówczas można bowiem określić pełne społeczne korzyści z tytułu nieodpłatnego poradnictwa prawnego) jest dużym i kosztownym przedsięwzięciem. Adekwatna próba losowa powinna liczyć zapewne kilkadziesiąt, a nie (jak do tej pory) najwyżej kilka tysięcy respondentów.

---

**dr hab. Waldemar Florczak** — profesor Uniwersytetu Jagiellońskiego

#### LITERATURA

- Abel, L. K., Vignola, S. (2010). Economic and Other Benefits Associated with the Provision of Civil Legal Aid. *Seattle Journal for Social Justice*, 9, 138—167.
- Agee, S. C. (2011). *The Economic Impact of Legal Aid in Oklahoma*. Oklahoma City: Oklahoma City University. Pobrane z: <http://legalaidresearch.org/pub/3711/economic-impact-legal-aid-oklahoma>.
- Burdziej, S., Dudkiewicz, M. (2013). *Korzystający i niekorzystający z poradnictwa prawnego i obywatelskiego*. Warszawa: Instytut Spraw Publicznych. Pobrane z: <http://isp.org.pl/uploads/filemanager/pliki/poradnictwo/RaportISPBeneficjencifinal16.04.13.pdf>.

- Citizens Advice (2010). *Towards a business case for legal aid. Paper to the Legal Services Research Centre's eighth international research conference*. Pobrane z: <https://pl.scribd.com/document/69332305/Toward-a-Business-Case-for-Legal-Aid>.
- Coumarelos, C., Macourt, D., People, J., McDonald, H. M., Wei, Z., Iriana, R., Ramsey, S. (2012). *Legal Australia-Wide Survey: Legal Need in Australia*. Sydney: Law and Justice Foundation of NSW.
- Engler, R. (2009). Connecting self-representation to civic Gideon: what existing data reveal about when counsel is most wanted. *Fordham Urban Law Journal*, 37(1).
- Florczak, W. (2013). *Co wywołuje przestępczość i jak ją można ograniczać? Wielowymiarowa analiza ekonometryczna*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Florczak, W. (2015). Ile może kosztować reforma systemu pomocy prawno-obywatelskiej w Polsce. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 45, 189—206.
- Florczak, W. (2016). Szacunki kosztów nieformalnego systemu pomocy prawno-obywatelskiej. *Wiadomości Statystyczne*, (3), 68—85.
- Florczak, W. (2017). Szacunki kosztów systemu pomocy prawno-obywatelskiej w Polsce. *Wiadomości Statystyczne*, (1), 7—25.
- Florczak, W., Grabowski, W. (2018a). Analiza czynników determinujących reakcję na zaistnienie problemu prawnego przy użyciu wielomianowego modelu logitowego. *Wiadomości Statystyczne*, (1), 57—76.
- Florczak, W., Grabowski, W. (2018b). Czy warto korzystać z porad prawnych? Szacunki mikroekonomicznych efektów poradnictwa prawno-obywatelskiego przy użyciu poszerzonego równania dochodów Mincera. *Ekonomista*, (2).
- Florida TaxWatch. (2010). *The Economic Impact of Legal Aid Services in the State of Florida*. Pobrane z: <https://thefloridabarfoundation.org/wp-content/uploads/2015/04/floridalegalaideconomicimpactstudy2010.pdf>.
- Geiner, J., Pattanayak, C. (2012). Randomized Evaluation in Legal Assistance: What Differences Does Representation (Offer or Actual Use) make? *The Yale Law Journal*, 121, 2118—2214.
- Geiner, J., Pattanayak, C. (2013). The limits of unbundled legal assistance: a randomized study in a Massachusetts District Court and prospects for the future. *Harvard Law Review*, (126), 901—989.
- Genn, H. (1999). *Paths to Justice: What People Do and Think about Going to Law*. Hart Publishing.
- Gramatikov, M. (2008). *Multiple Justiciable Problems in Bulgaria*. Pobrane z: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1308604](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1308604).
- Judith Stubbs and Associates. (2012). *Economic cost benefit analysis of community legal centres*. Pobrane z: [https://static1.squarespace.com/static/56aae0e04d088e4dfa68396f/t/56b80e603c44d84c96a7eaeef/1454903005802/Cost\\_Benefit\\_Analysis\\_Report.pdf](https://static1.squarespace.com/static/56aae0e04d088e4dfa68396f/t/56b80e603c44d84c96a7eaeef/1454903005802/Cost_Benefit_Analysis_Report.pdf).
- Kushner, J. (2012). *Legal Aid in Illinois. Selected Social and Economic Benefits*. Pobrane z: <https://chicagobarfoundation.org/wpcbf/wp-content/uploads/2014/01/legal-aid-illinois-economic-benefits.pdf>.
- Massachusetts Legal Assistance Corporation. (2012). *Economic Benefits of Civil Legal Aid*. Pobrane z: <http://mlac.org/resources/research>.
- Montana Legal Services Association. (2015). *Economic Impact of Civil Legal Aid to the State of Montana*. Pobrane z: <http://courts.mt.gov/portals/189/supreme/boards/a2j/docs/Economic%20Impact%20Civil%20Legal%20Aid%20Final%20Exec.pdf>.
- Murayama, M. (2007). Experiences of Problems and Disputing Behaviour in Japan. *Meiji Law Journal*, 14, 1—59.
- Perryman Group. (2013). *Current and Potential Economic Benefits of Legal Aid Services in Texas: 2013 Update*. Pobrane z: <https://thefloridabarfoundation.org/wp-content/uploads/2015/04/floridalegalaideconomicimpactstudy2010.pdf>.
- Preisert, A., Schimanek, T., Waszak, M., Winiarska, A. (2013). *Poradnictwo prawne i obywatelskie w Polsce. Stan obecny i wizje przyszłości*. Warszawa: Instytut Spraw Publicznych. Pobrane z: <http://www.isp.org.pl/uploads/pdf/443334703.pdf>.
- PricewaterhouseCoopers. (2009). *Economic value of legal aid: analysis in relations to Commonwealth funded matters with focus on family law*. Brisbane: National Legal Aid. Pobrane z: [http://www.legalaidact.org.au/pdf/economic\\_value\\_of\\_legalaid.pdf](http://www.legalaidact.org.au/pdf/economic_value_of_legalaid.pdf).



- Productivity Commission. (2014). *Access to Justice Arrangements*. Pobrane z: <http://www.pc.gov.au/inquiries/completed/access-justice/report/access-justice-overview.pdf>.
- The Resource for Great Programs. (2013). *Economic Impact of Civil Legal Assistance Organizations in Tennessee*. Pobrane z: [http://www.tba.org/sites/default/files/ATJ2015-Economic\\_Impact-Summary-March18.pdf](http://www.tba.org/sites/default/files/ATJ2015-Economic_Impact-Summary-March18.pdf).
- The Resource for Great Programs. (2009). *Investing in Justice Strengthening Communities. A Report by the Missouri Legal Aid Network*. Pobrane z: [http://www.greatprograms.org/nlada\\_2009/Item%203\\_Missouri\\_Investing%20in%20Justice%20Report\\_Final\\_11-2-09.pdf](http://www.greatprograms.org/nlada_2009/Item%203_Missouri_Investing%20in%20Justice%20Report_Final_11-2-09.pdf).
- Smith, K., Brewer, A. (2011). *Economic Impacts of Civil Aid Organizations in Virginia*. Pobrane z: <http://www.vplc.org/wp-content/uploads/2012/10/VA-Report-on-Economic-Impacts.pdf>.
- Smith, K., Finkelstein, B., O'Malley, Ch. (2011). Economic Impacts of Legal Aid. *Management Information Exchange Journal*. Fall, 14—43.
- Welfe, W., Florczak, W. (2009). *Prognozy i scenariusze długookresowego rozwoju gospodarczego Polski*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Whitfield, J. E. (2010). *VBA Pro Bono Summit 2010. Materials Documenting the Compelling Need for Increased Pro Bono Assistance in Virginia*. Pobrane z: [http://www.americanbar.org/content/dam/aba/administrative/legal\\_aid\\_indigent\\_defendants/ATJReports/ls\\_VA\\_ProBonoSummit\\_2010.authcheckdam.pdf](http://www.americanbar.org/content/dam/aba/administrative/legal_aid_indigent_defendants/ATJReports/ls_VA_ProBonoSummit_2010.authcheckdam.pdf).

**Summary.** *The aim of the article is to discuss the main methodological issues concerning the measurement of social benefits resulting from legal and civic counselling. A critical resumption of the existing practice of macroeconomic valuation of the counselling effects was conducted and a preliminary analysis of the demand-driven benefits for Poland was carried out in the article. Methodological considerations were illustrated by a case of domestic violence, specifying all possible paths of reactions to the problem along with financial consequences of such reactions. The first attempt was made to present the measurement of the legal counselling benefits using an algorithm, pointing to all the circumstances that should be considered when quantifying such benefits. On the basis of the existing — not free from certain shortcomings indicated in the article — estimates of benefits and costs of free legal counselling systems, it can be clearly stated that social benefits significantly outweigh the costs connected with the functioning of such systems.*

**Keywords:** free legal counselling, cost-benefit analysis, externalities, econometric models, investment multiplier.

## STATYSTYKA W PRAKTYCE

Beata KASPRZYK

### Wykorzystanie modeli ekonometrycznych do badania satysfakcji z wynagrodzenia

**Streszczenie.** *Artykuł prezentuje wyniki badania mającego na celu podjęcie próby statystycznej analizy subiektywnego postrzegania wynagrodzeń jako głównego komponentu dochodów gospodarstwa domowego, przy wykorzystaniu określonego modelowania ekonometrycznego. Badano, czy możliwe jest wskazanie pewnych determinant społeczno-demograficznych, a jeśli tak, to w jakim stopniu mogą one wpływać na subiektywne odczucie satysfakcji z uzyskiwanego wynagrodzenia. Badanie przeprowadzono w 2015 r. na podstawie danych zebranych metodą ankietową dla próby losowej gospodarstw domowych w woj. podkarpackim, gdzie wynagrodzenia należą do najniższych w kraju. Porównano modele dwumianowe, które wykorzystano do objaśniania zmiennej jakościowej w zależności od poziomu zmiennych egzogenicznych (jakościowych i ilościowych).*

*Modele regresji logitowej i probitowej pozwoliły określić prawdopodobieństwo odnoszenia sukcesu jako szansy odpowiedzi pozytywnej, czyli (w odniesieniu do przedmiotowego zakresu badania) stanu satysfakcji z uzyskiwanego wynagrodzenia.*

**Słowa kluczowe:** teoria płacy, wynagrodzenia, gospodarstwo domowe, model logitowy.

**JEL:** C25, C83, D31

---

Pierwszą teorię dotyczącą wynagrodzeń, nazwaną teorią ceny sprawiedliwej, stworzył w średniowieczu św. Tomasz z Akwinu. Wskazał on zasadniczy wyznacznik — zasadę *instum premium* (podobnie jak w przypadku wymiany dóbr), oznaczającą, że „sprawiedliwe wynagrodzenie” musi być zapłatą za „wykonane dzieło” (Zajac, 2005, s. 113 i 114). Odtąd panował pogląd, że płaca powinna odpowiadać kosztom utrzymania pracownika i jego rodziny. Dalszy rozwój teorii

plac należy wiązać z Adamem Smithem, który w 1778 r. w dziele *Badania nad naturą i przyczynami bogactwa narodów* stworzył teorię wartości opartej na pracy. Twierdził on, iż *placa robocza musi co najmniej wystarczać na utrzymanie, w większości wypadków musi ona być nawet nieco wyższa* (Smith, 1954, s. 87 i 88). Uważał też, że należy różnicować wynagrodzenia; można go uznać za prekursora klasyfikacji czynników różnicujących wysokość plac między zawodami (Smith, 1954, s. 43). Inny klasyczny ekonomista David Ricardo twierdził, że praca to towar, placa jest ceną, a wartość pracy stanowią minimalne koszty utrzymania robotnika.

Kolejni ekonomiści reprezentowali różne nurty związane z teorią plac. Według merkantylistów państwo powinno zapewnić niskie ceny żywności, aby móc jak najmniej płacić robotnikom. Taka polityka miała gwarantować utrzymanie niskich kosztów pracy, a niska placa miała uczyć pracowitości i wiązać pracującego z miejscem pracy. Monetaryści natomiast byli przeciwni jakimkolwiek regulacjom rynku i interwencji państwowej, m.in. amerykański ekonomista Milton Friedman twierdził, że o wysokości plac powinien decydować wyłącznie mechanizm rynkowy jako mechanizm samoregulujący się (Friedman, 1993).

Z kolei Frederick W. Taylor dowodził, że jednym z ważnych czynników motywacji człowieka pracującego jest pieniądz, a ludzie na pierwszym miejscu stawiają własne korzyści i dążą do maksymalizacji dochodów. Zmusza to pracodawców do ustalania wysokości płacy w zależności od wyników pracy — im są one lepsze, tym wyższe jest wynagrodzenie. Podobne stanowisko w kwestii wynagradzania pracowników zależnie od efektywności ich pracy prezentowało wielu przedstawicieli klasycznego nurtu zarządzania, m.in. Harrington Emerson, Henry L. Gantt (twórca zadaniowo-premiewego systemu plac) i Henri Fayol. Istnieją również inne teorie plac oparte np. na teorii potrzeb (Abraham Maslow i Frederic Herzberg — za: Jacukowicz, 2003, s. 179).

Teorie w tym zakresie tworzone także z uwzględnieniem aspektów psychologicznych. Herzberg opracował dwuczynnikową teorię motywacji, dowodząc, że czynniki takie, jak: zadowolenie z pracy, osobiste osiągnięcia, uznanie przełożonych czy możliwość rozwoju motywują do osiągnięcia lepszych wyników (czynniki te nazwał motywatorami), natomiast złe stosunki ze współpracownikami i przełożonymi, niska placa oraz niesprzyjające warunki pracy powodują niezadowolenie. Według tej teorii wynagrodzenie odgrywa dwie role. Po pierwsze, jeśli pracownik uważa, że jego podstawowa pensja jest za niska, będzie niezadowolony z pracy, a brak czynników dających satysfakcję nie będzie motywował go do osiągnięcia dobrych wyników. Po drugie, każdą dodatkowo premiewaną część wynagrodzenia, postrzeganą jako zapłata za osiągnięcie lub uznanie osiągniętych wyników, należy traktować jako czynnik dający satysfakcję pracownikowi (Atkinson, Banker i Kaplan, 1995, s. 536—538).

W ubiegłym stuleciu teorie plac i systemy wynagrodzeń ewoluowały. Obecnie wynagrodzenie definiuje się jako zapłatę za pracę wykonaną przez pracownika na rzecz pracodawcy z tytułu zawartej umowy (Borkowska, 1999). Przyjmuje się, że w polityce wynagrodzeń powinna obowiązywać zasada ścisłego powiązania płacy z wynikami pracy, czyli wynagradzania proporcjonalnego do rangi stanowiska, wkładu pracy i osiąganej wydajności. Zgodnie z tym podejściem stworzono: normy pracy, akordowe systemy placowe, kategoryzację stanowisk pracy oraz taryfowy system zaszerogowań pracowników zależny od kwalifikacji. Sys-

temy płac są określone przez ścisłe reguły dotyczące przedmiotu pracy, metod jej wykonywania i należnego wynagrodzenia. Zmiany globalizacyjne, w tym rosnąca konkurencja i coraz większy udział kosztów pracy w łącznym koszcie produkcji, powodują jednak konieczność wprowadzania nowych rozwiązań w dziedzinie wynagrodzeń. Współcześnie wyzwaniem jest połączenie prawidłowego wynagradzania pracowników ze wzrostem produktywności i zysku oraz obniżką kosztów (Cieślak i Kucharczyk, 2006, s. 495—510). Nie mniej istotne jest subiektywne odczucie związane z wysokością uzyskiwanego wynagrodzenia, gdyż stanowi ono, z jednej strony, element bytu i dobrostanu jednostki i jej rodziny (gospodarstwa domowego), a z drugiej — główny motywator efektywnej pracy.

### WYNAGRODZENIA W POLSCE I WOJEWÓDZTWIE PODKARPACKIM

Opierając się na danych statystycznych GUS, zauważa się, że przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w latach 2005—2016 w gospodarce narodowej ulegało zmianom. Na wykresie przedstawiono wysokość wynagrodzeń w Polsce i woj. podkarpackim — nominalnych oraz skorygowanych wskaźnikiem inflacji w celu zapewnienia porównywalności (według cen stałych z 2005 r.)<sup>1</sup>.

Analizie poddano wartości wynagrodzenia realnego, w związku z czym wyniki modelowania badanej zmiennej nie uwzględniają zmian inflacyjnych, lecz autonomiczną i bezpośrednią zmianę przeciętnej płacy. Przyjmując dla analizowanych lat zmienną czasową  $t$  jako zmienną niezależną, oszacowano liniowe funkcje trendu. Model trendu, uwzględniający wysokość ogólnopolskich wynagrodzeń, ma postać<sup>2</sup>:

$$y_{\text{wynagrodz.}(t)} = 2509,68 + 75,66 t$$
$$(44,37) \quad p = 0,00 \quad (6,03) \quad p = 0,00 \quad (1)$$

$$R^2 = 0,94 \quad Se = 72,09 \quad F(1,10) = 157,5 \quad p = 0,0000$$

gdzie:

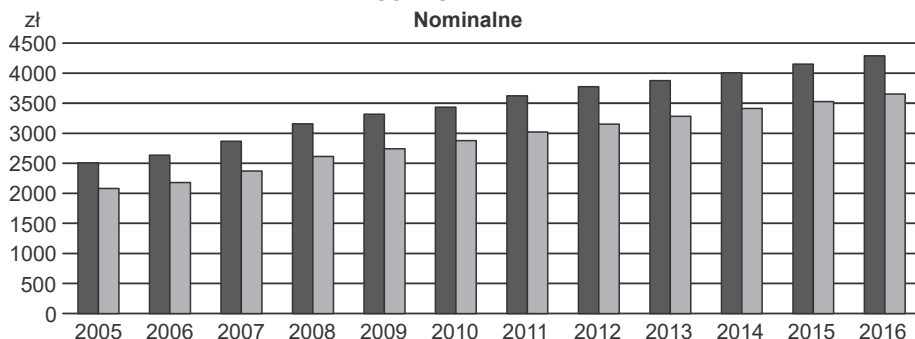
(I) — model dla danych ogólnopolskich,  
 $t = 1, 2, \dots, 12$ .

Z uwagi na poprawność struktury stochastycznej modelu, w tym wysoką wartość współczynnika determinacji ( $R^2 = 0,94$ ), można przyjąć, że przeciętne realne miesięczne wynagrodzenie w Polsce wzrastało z roku na rok średnio o 75,66 zł, a średnie tempo zmian wynagrodzeń w latach 2005—2016 było dodatnie i wynosiło 3,04%.

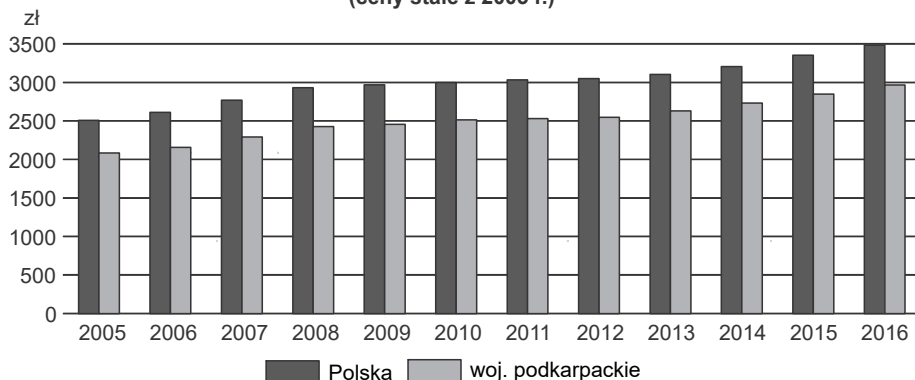
<sup>1</sup> Przyjęto wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych CPI dla roku 2005=100 ([http://www.stat.gov.pl/gus/5840\\_1632\\_PLK\\_HTML.htm](http://www.stat.gov.pl/gus/5840_1632_PLK_HTML.htm)).

<sup>2</sup> W nawiasach pod równaniem podano błędy standardowe ocen parametrów oraz poziom istotności  $p$  dla statystyki  $t$ -Studenta. W najniższym wierszu przedstawiono wartości parametrów struktury stochastycznej modelu, kolejno: współczynnika determinacji  $R^2$ , standardowego błędu modelu  $Se$ , statystyki Fishera  $F$  i poziomu istotności  $p$ .

### PRZECIĘTNE MIESIĘCZNE WYNAGRODZENIE BRUTTO<sup>a</sup> W POLSCE I WOJ. PODKARPACKIM



### Skorygowane wskaźnikiem wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych (ceny stałe z 2005 r.)



<sup>a</sup> Bez podmiotów gospodarczych o liczbie pracujących do 9 osób.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Analiza porównawcza przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń w woj. podkarpackim w relacji do wynagrodzeń ogólnopolskich przedstawia się mniej korzystnie. Realne wynagrodzenia w omawianych latach były w woj. podkarpackim niższe (od 2081,76 zł w 2005 r. do 2968,09 zł w 2016 r., czyli o ok. 425—517 zł mniej w odniesieniu do płac ogólnopolskich — por. wykres). Zmiany badanego zjawiska dla woj. podkarpackiego można opisać liniowym modelem trendu:

$$y_{\text{wynagrodz.}(II)} = 2052,49 + 71,17 t$$

$$(33,85) \quad p = 0,00 \quad (4,60) \quad p = 0,00 \quad (1)$$

$$R^2 = 0,96 \quad Se = 55,0 \quad F(1,10) = 239,38 \quad p = 0,0000$$

gdzie:

(II) — model dla danych ogólnopolskich,  
 $t = 1, 2, \dots, 12$ .

Przeciętne realne miesięczne wynagrodzenie brutto w woj. podkarpackim rokrocznie wzrastało o 71,17 zł, przy średnim tempie wzrostu wynoszącym 3,3%. Z analizy danych empirycznych wynika, że roczny wzrost przeciętnego poziomu wynagrodzeń w woj. podkarpackim był nieco wolniejszy niż w skali ogólnopolskiej.

Realny (mimo że niezbyt wysoki) wzrost przeciętnego wynagrodzenia oznacza zwiększenie możliwości dochodowych osób pracujących. W omawianym okresie trend wzrostowy był zauważalny, ale zróżnicowany w poszczególnych województwach. Najwyższe wynagrodzenie rokrocznie odnotowywano w woj. mazowieckim (ok. 25% wyższe niż przeciętne w kraju). Relatywnie wysokie były również płace w województwach: dolnośląskim, pomorskim i śląskim, natomiast najniższe — w podkarpackim i warmińsko-mazurskim; różnica między województwami o najwyższej i najniższej wysokości wynagrodzeń była znaczna (GUS, 2016b; GUS, 2016c).

### ZAŁOŻENIA TEORETYCZNE MODELI DWUMIANOWYCH

Modele dwumianowe, czyli probitowe i logitowe, są wykorzystywane do opisu zmiennych jakościowych (Chow, 1995; Ostasiewicz, 1998; Gruszczyński, 2010). Można je stosować w przypadkach, gdy zmienna zależna ma charakter *stricte* dychotomiczny, czyli przyjmuje wartość 1, gdy zachodzi zdarzenie pożądane, zaś wartość 0, gdy takie zdarzenie nie zachodzi. Główne założenie polega na powiązaniu prawdopodobieństwa warunkowego zmiennej dychotomicznej tylko dla jednego z dwóch możliwych wyników z określonymi zmiennymi objaśniającymi. Modele tego typu opisują prawdopodobieństwo przyjęcia przez zmienną  $Y$  wartości 1 w odniesieniu do zmiennych egzogenicznych  $X_k$ , przy czym zmienne egzogeniczne mogą być zmiennymi jakościowymi i/lub ilościowymi.

Dla określonego przypadku  $i$  prawdopodobieństwo przyjmowania wartości 1 (pożądane zjawisko występuje) lub 0 (zjawisko nie występuje) wynosi zatem:

$$P(y_i = 1) = p_i \quad P(y_i = 0) = 1 - p_i \quad (3)$$

Zakłada się, że prawdopodobieństwo  $p_i$  jest funkcją wektora zmiennych objaśniających  $X$  oraz wektora parametrów  $\beta$  (jako ich iloczynu skalarnego  $x_i^T \beta$ ) (Cramer, 2004):

$$p_i = P(y_i = 1) = F(x_i^T \beta) \quad (4)$$

Funkcja  $F$  może być funkcją typu liniowego (5), probitowego (6) i logitowego (7) (Judge, Hill, Griffiths, Lütkepohl i Lee, 1985; Stanisz, 2007), a modele prawdopodobieństwa mają postać:

- model liniowy:

$$p_i = F(x_i^T \beta) = x_i^T \beta \quad (5)$$

- probitowy<sup>3</sup>:

$$p_i = F(x_i^T \beta) = \int_{-\infty}^{x_i^T \beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \quad (6)$$

- logitowy<sup>4</sup>:

$$p_i = F(x_i^T \beta) = \frac{1}{1 + \exp(-x_i^T \beta)} \quad (7)$$

Parametry (współczynniki) modelu regresji probitowej lub logistycznej dobiera się metodą największej wiarygodności lub uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów (Gruszczyński i Podgórska, 1996, s. 139—141). Dla znanych wartości  $y_i, x_{1i}, \dots, x_{ki}, i = 1, 2, \dots, n$  należy tak oszacować parametry  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ , by zapewniały maksymalną wartość logarytmu funkcji wiarygodności.

Logistyczny model regresji można rozpisać dokładniej:

$$P(Y = 1 | x_1, \dots, x_k) = \frac{\exp^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k}}{1 + \exp^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k}} \quad (8)$$

gdzie  $\beta_1, \dots, \beta_k$  — współczynniki regresji logistycznej (Maddala, 2008; Stanisław, 2007).

Logity, obliczane jako  $\ln(p_i/(1-p_i))$ , stanowią wartości funkcji odwrotnej do funkcji  $F$ :

$$F^{-1}(p_i) = \ln \frac{p_i}{1-p_i} = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i \quad (9)$$

Logit wyznacza się jako logarytm ilorazu szans przyjęcia oraz nieprzyjęcia przez zmienną  $Y$  wartości równej 1. Jeśli szanse są jednakowe ( $p_i = 0,5$ ), to logit równa się 0; dla  $p_i > 0,5$  jest ujemny, a dla  $p_i < 0,5$  — dodatni.

Oszacowane parametry modeli logitowego i probitowego pozwalają wyznaczyć wartości teoretyczne zmiennej objaśnianej, tj. logitów i probitów, dla każdej obserwacji  $i$ . Pozwala to obliczyć prognozę *ex post* wartości  $y_i$  dla każdej obserwacji według określonych zasad. W przypadku zbilansowanej próby (dla

<sup>3</sup> Probity są wartościami funkcji odwrotnej do  $F$  powiększonymi o stałą 5. Wartości probitów wyznacza się zgodnie z zapisem:  $Pr = F^{-1}(p_i) + 5$ . Stałą 5 dodaje się w celu uniknięcia wartości ujemnych (Zeliaś, Pawełek i Wanat, 2003, s. 310).

<sup>4</sup> Wykres funkcji logistycznej przypomina rozciągniętą literę S. Taki kształt umożliwia opis zjawisk, w których zmiany wartości do pewnej wartości progowej praktycznie nie zmieniają prawdopodobieństwa; po osiągnięciu wartości progowej prawdopodobieństwo gwałtownie wzrasta do 1 i utrzymuje się na tym poziomie.

zmiennej  $Y$  liczba jedynek nieznacznie różni się od liczby zer) prognozuje się następująco:  $\hat{y}_i = 1$ , jeśli  $0,5 < \hat{p}_i \leq 1$  i  $\hat{y}_i = 0$ , jeśli  $0 < \hat{p}_i \leq 0,5$ . W przypadku gdy wartość graniczną  $\delta$  ustala się jako udział jedynek w próbie:  $y_i = 1$ , jeśli  $\delta < \hat{p}_i \leq 1$  i  $y_i = 0$ , jeśli  $0 < \hat{p}_i \leq \delta$  (Gruszczynski, 2010, s. 73).

W większości zastosowań praktycznych zależność prawdopodobieństwa od zmiennych objaśniających jest nieliniowa. Modele probitowe i logitowe są do siebie podobne i w praktyce wykorzystuje się jeden z nich (Judge i in., 1985).

Poprawność oszacowanych modeli dwumianowych można sprawdzić za pomocą różnych miar, np. statystyki ilorazu wiarygodności, badając łączną istotność wszystkich zmiennych objaśniających<sup>5</sup>. Statystyka testowa  $LR$  ma dla dużych prób rozkład  $\chi^2$  (o liczbie stopni swobody równej liczbie zmiennych objaśniających); wyraża się ją wzorem (Gruszczynski, 2001; Greene, 2000):

$$LR = -2(\ln \hat{L}_R - \ln \hat{L}_{UR}) \quad (10)$$

gdzie:

$\hat{L}_R$  — maksymalna wartość logarytmu funkcji wiarygodności dla modelu zawierającego jedynie wyraz wolny,

$\hat{L}_{UR}$  — wartość funkcji wiarygodności dla pełnego modelu.

Miary oceniające zgodność modelu z danymi empirycznymi konstruuje się również na zasadzie odpowiedników klasycznego współczynnika determinacji dla modelu liniowego szacowanego metodą najmniejszych kwadratów. Taką miarą jest współczynnik determinacji (pseudo- $R^2$  McFaddena), który porównuje model pełny z modelem zredukowanym tylko dla wyrazu wolnego. Wzór oparty jest na wartości funkcji wiarygodności i wyrażony następująco<sup>6</sup>:

$$R_{McFadden}^2 = 1 - \frac{\ln L_{UR}}{\ln L_R} \quad (11)$$

Wielu praktyków uważa, że o jakości modelu decyduje trafność prognoz uzyskiwanych na jego podstawie, stąd do określenia zgodności modelu z danymi wykorzystuje się również mierniki dokładności prognoz (Judge i in., 1985). Trafność prognoz *ex post* dogodnie przedstawia się za pomocą tzw. tablicy trafności klasyfikacji przypadków, zliczając odpowiednie liczebności  $n_{ij}$  następująco (tabl. 1):

<sup>5</sup> Hipoteza zerowa zakłada, że wszystkie parametry modelu poza wyrazem wolnym są równe 0. Hipoteza zerowa ma wtedy postać  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ , a hipoteza alternatywna — postać  $H_1$ : co najmniej jeden parametr  $\beta_j \neq 0$ ,  $j = 1, 2, \dots, k$ .

<sup>6</sup> Pseudo- $R^2$  może służyć do porównań pomiędzy modelami w przypadku tej samej zmiennej. Wartość tego współczynnika mieści się w przedziale (0, 1), gdzie wartości bliskie 1 oznaczają doskonałe dopasowanie modelu, a wartość 0 — zupełny brak dopasowania.



TABL. 1. TRAFNOŚĆ KLASYFIKACJI PRZYPADKÓW

Przypadki empiryczne	Przypadki prognozowane		Łącznie
	$\hat{Y} = 1$	$\hat{Y} = 0$	
$Y = 1$ .....	$n_{11}$	$n_{10}$	$n_1$
$Y = 0$ .....	$n_{01}$	$n_{00}$	$n_0$
Razem .....	$n_{\cdot 1}$	$n_{\cdot 0}$	$n$

Ź r ó d ł o: Gruszczyński (2010), s. 73 i 74.

gdzie:

$n_{11}$  — liczba przypadków, dla których wartość rzeczywista i przewidywana są równe 1,

$n_{10}$  — liczba przypadków, dla których wartość rzeczywista wynosi 1, a przewidywana 0,

$n_{01}$  — liczba przypadków, dla których wartość rzeczywista wynosi 0, a przewidywana 1,

$n_{00}$  — liczba przypadków, dla których wartość rzeczywista i przewidywana są równe 0.

Tablica trafności pozwala na wyznaczenie miar dopasowania modelu tzw.  $R^2$  zliczeniowego (*count*  $R^2$ ) oraz ilorazu szans (*IS*). Zliczeniowy (ogólny)  $R^2$  wyraża udział przypadków poprawnie prognozowanych w łącznej liczbie przypadków<sup>7</sup> (Kufel, 2011):

$$R^2(\text{count}) = \frac{n_{00} + n_{11}}{N} \cdot 100 \quad (12)$$

Inną miarą dopasowania jest iloraz szans, liczony jako stosunek iloczynu poprawnie sklasyfikowanych przypadków do iloczynu przypadków sklasyfikowanych niepoprawnie:

$$IS = \frac{n_{11} \cdot n_{00}}{n_{01} \cdot n_{10}} \quad (13)$$

Jeśli  $IS > 1$ , oznacza to, że klasyfikacja na podstawie modelu jest trafniejsza od klasyfikacji czysto przypadkowej.

#### MATERIAŁ BADAWCZY

Badając rynek pracy, można podjąć próbę scharakteryzowania i wyznaczenia czynników wpływających na główny barometr tego rynku, jakim są wynagrodzenia. Jednym z najbardziej użytecznych narzędzi statystycznych temu służących jest model ekonometryczny, który bezpośrednio identyfikuje czynniki istotne

<sup>7</sup> Im wartość tej miary jest bliższa 1, tym lepsze dopasowanie modelu do danych empirycznych. Model ten dobrze sprawdza się w prognozowaniu badanego zjawiska, gdy zliczeniowy  $R^2 > 50\%$ , co oznacza, że klasyfikacja na podstawie modelu jest trafniejsza od przypadkowej (Maddala, 2008).

statystycznie oraz określa kierunek i wielkość ich wpływu na zmienną objaśnianą. Indywidualne dane dotyczące zmiennych dla gospodarstw domowych w wielu przypadkach pozwalają na implementację modeli dwumianowych. W analizie ekonometrycznej możliwe jest powiązanie wyników dotyczących badanej zmiennej zależnej ( $Y$ ) z innymi zmiennymi charakteryzującymi dany przypadek ( $X$ ) przy użyciu prawdopodobieństwa, pod warunkiem odpowiednio dużej liczby obserwacji i zastosowania odpowiedniego modelu ekonometrycznego.

W modelach logitowych i probitowych zastosowanych w omawianym badaniu wykorzystano materiał uzyskany w badaniu ankietowym. Ankietę, o charakterze anonimowym, przeprowadzono w 2015 r. wśród ludności woj. podkarpackiego. Ostateczna liczebność próby wyniosła  $n = 1010$  poprawnie udzielonych odpowiedzi<sup>8</sup>. Stosownie do celu badań w wywiadzie ankietowym sformułowano pytanie: *Czy wynagrodzenie (przeciętne miesięczne netto) uzyskiwane z tytułu pracy jest dla Pana/i satysfakcjonujące?* i przyjęto tylko dwa warianty odpowiedzi: „tak” lub „nie”. Równocześnie zebrano informacje dotyczące podstawowych cech ekonomiczno-społecznych i demograficznych respondentów.

Subiektywny empiryczny rozkład ocen w zakresie zadowolenia i braku zadowolenia z uzyskiwanego wynagrodzenia nie był jednakowy. Pozytywnych odpowiedzi (zadowolenie z wynagrodzenia) udzieliło zaledwie 30% respondentów ( $n_{y=1} = 303$ ); negatywnych było  $n_{y=0} = 707$ . Znaczna większość badanych osób deklarowała zatem niezadowolenie z wynagrodzenia uzyskanego z tytułu pracy.

Celami badania były:

- ścisła identyfikacja istotnych statystycznie czynników wpływających na satysfakcję/brak satysfakcji z wynagrodzenia;
- zastosowanie i porównanie wyników modelowania logitowego i probitowego, pozwalających określić prawdopodobieństwo sukcesu jako szansy odpowiedzi pozytywnej zależnie od wartości zmiennych objaśniających.

Przyjęto, że zmienna  $Y$  określa respondenta (głowę gospodarstwa domowego) następująco:

- $y_i = 1$ , jeżeli  $i$ -ta osoba deklaruje zadowolenie (wystąpiło zdarzenie pożądane, traktowane jako sukces);
- $y_j = 0$ , jeżeli  $i$ -ta jednostka jest niezadowolona z przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia netto uzyskanego z tytułu pracy (brak zdarzenia pożadanego, traktowane jako porażka).

Wejściowy zbiór zmiennych niezależnych ( $X$ ) obejmował zmienne charakteryzujące następujące uwarunkowania funkcjonowania gospodarstwa domowego:

---

<sup>8</sup> Badanie oparto na próbie wylosowanej z bazy rejestru TERYT (Krajowego Rejestru Urzędowego Podziału Terytorialnego Kraju). Wielkość próby (zasięg terytorialny — woj. podkarpackie) ustalono na  $n = 1400$  gospodarstw domowych, z poziomem błędu  $d = 2,45\%$  (przy poziomie ufności 0,95). Niewzięcie udziału w badaniu i braki odpowiedzi odnotowano w przypadku 28% ogółu wylosowanych gospodarstw domowych. Większość prowadzących badania, a także statystyków podziela pogląd Särndala i Lundströma, że współcześnie braki odpowiedzi są normalną (choć niepożądaną) cechą badań ankietowych (Särndal i Lundström 2006, s. 9), a procent braków odpowiedzi zależy od wielu czynników (Szreder, 2015, s. 4—11).

Omawiane w artykule badanie ankietowe przeprowadzono techniką wywiadu bezpośredniego, z wykorzystaniem specjalnie przygotowanego kwestionariusza, po uzyskaniu zgody respondenta na wypełnienie kwestionariusza. Respondentem była osoba wnosząca największy wkład w całkowity miesięczny dochód gospodarstwa domowego, tj. głowa gospodarstwa domowego (nazywana też osobą odniesienia).

przynależność do ściśle określonej kwintylowej grupy dochodowej, liczba osób w gospodarstwie domowym, w tym liczba osób osiągających dochody, liczba dzieci na utrzymaniu oraz struktura wydatków. Ponadto analizie poddano typowe dla tego typu badań cechy gospodarstwa domowego: *pleć, wiek, wykształcenie, miejsce zamieszkania, formę zatrudnienia głowy gospodarstwa* oraz *skład rodzinny* (GUS, 2016a; Panek i Czapiński, 2015). Wprowadzono także nowe potencjalne zmienne objaśniające o charakterze jakościowym: *sposób gospodarowania w gospodarstwie domowym, subiektywna aktualna ocena materialnego poziomu życia, posiadanie oszczędności i subiektywna ocena ogólnej jakości życia*. Warianty odpowiedzi w tej grupie zmiennych objaśniających zestawiono poniżej (zestawienie 1).

#### ZESTAWIENIE 1. ZMIENNE JAKOŚCIOWE — WARIANTY ODPOWIEDZI

Pytanie w kwestionariuszu ankietowym	Warianty odpowiedzi
Sposób gospodarowania pieniędzmi w Pana/i gospodarstwie domowym jest	bardzo skromny skromny średni — w miarę wystarczający dobry — wystarcza na wiele potrzeb bardzo dobry — pozwala na pewien luksus
Jak Pan/i ocenia aktualny materialny poziom życia członków gospodarstwa domowego	zły (raczej zły) przeciętny dobry bardzo dobry
Czy gospodarstwo domowe posiada oszczędności	tak nie
Czy zadowolony/a jest Pan/i z aktualnej ogólnej jakości życia gospodarstwa domowego (biorąc pod uwagę sytuację materialną, pracę, zdrowie, mieszkanie, styl życia itd.)	tak nie

U w a g a. Respondent wskazywał tylko jeden wariant odpowiedzi.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W badaniach dotyczących płac z pewnością należałoby uwzględnić jeszcze inne cechy, które z jednej strony określają uzyskiwanie wynagrodzenia przez pracowników, a z drugiej — ich ocenę. Wynagrodzenie powinno odpowiadać w szczególności rodzajowi pracy i kwalifikacjom wymaganym przy jej wykonywaniu oraz uwzględniać ilość i jakość świadczonych prac. Ponadto indywidualna wysokość wynagrodzenia zależy od wielu innych czynników bezpośrednio mierzalnych, takich jak lata i staż pracy, a także od tych trudniej mierzalnych, jak np. nakłady finansowe na zdobycie danego zawodu, osobiste zaangażowanie czy podejście do pracy. Wysokość zarobków jest zindywidualizowana, dlatego wynagrodzenie pracowników zatrudnionych na takim samym stanowisku może się znacznie różnić. Wpływa na to wiele czynników. Z pewnością można zaobserwować zależności pomiędzy wynagrodzeniem a wielkością firmy, wykształceniem, branżą, regionem oraz stanowiskiem, doświadczeniem i charakterem pracy. Pewne czynniki, np. posiadane kompetencje, cechy charakteru (m.in. zaradność, pracowitość czy umiejętność osiągania celów), można określić jako personalne. Oprócz wymiaru ekonomicznego w analizie wynagrodzeń należałoby wziąć pod uwagę także elementy sfery socjologicznej czy psychologicznej.

Należy podkreślić, że w omawianym badaniu uwzględniono i analizie poddano jedynie wybrane identyfikowalne cechy, które można było w miarę poprawnie kwantyfikować, oraz informacje zawarte w empirycznym materiale badawczym. Wybór do modeli zmiennych objaśniających z przyjętego wstępnie zbioru poprzedzono sprawdzeniem, czy występują istotne zależności między potencjalnymi zmiennymi niezależnymi a zmienną zależną. Weryfikację hipotez o niezależności stochastycznej dla badanych cech dokonano za pomocą testu niezależności chi-kwadrat Pearsona (tabl. 2).

**TABL. 2. WYNIKI TESTU NIEZALEŻNOŚCI CHI-KWADRAT ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH WZGLĘDEM ZMIENNEJ Y**

Zmienne objaśniające	Wartość testu $\chi^2$ Pearsona	<i>p-value</i>
Grupa dochodowa .....	124,7	0,000
Ocena poziomu życia .....	296,7	0,000
Oszczędności .....	159,6	0,000
Jakość życia .....	316,2	0,000
Liczba osób osiągających dochody .....	21,6	0,102
Liczba osób ogółem w gospodarstwie .....	20,2	0,002
Wykształcenie .....	35,3	0,000
Wiek .....	11,4	0,022
Miejsce zamieszkania .....	21,2	0,101
Forma zatrudnienia .....	20,1	0,000
Skład rodzinny gospodarstwa .....	21,4	0,103
Płeć .....	1,1	0,301
Liczba dzieci .....	5,9	0,441
Wydatki (żywność) .....	7,7	0,151
Wydatki (mieszkanie) .....	1,5	0,483
Wydatki (inne) .....	1,6	0,448

U w a g a. *p-value* oznacza najmniejszy poziom istotności, przy którym można odrzucić hipotezę zerową.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu *Statistica*.

Wyniki testu wskazują, że w większości przypadków należy odrzucić hipotezę o niezależności badanych cech, co oznacza, że większość przyjętych zmiennych objaśniających wpływa statystycznie istotnie na zmienną zależną *Y* ( $p < 0,05$ ). Brak powiązania dotyczył następujących cech: *pleć*, *liczba dzieci* i kategorie wydatków<sup>9</sup>. Dodatkowo, w celu sprawdzenia i uniknięcia współliniowości danych dla zmiennych *X* wyznaczono macierz współzależności; zastosowano również test niezależności chi-kwadrat Pearsona (tabl. 3).

<sup>9</sup> Zmienna o charakterze porządkowym dla wydatków: żywność, utrzymanie mieszkania (domu), pozostałe (inne) wydatki, od najbardziej do najmniej obciążających budżet gospodarstwa domowego.

**TABL. 3. WYNIKI TESTU NIEZALEŻNOŚCI CHI-KWADRAT  
WYBRANYCH ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH**

Zmienne objaśniające	Aktualny poziom życia	Sposób gospodarowania	Oszczędności	Jakość życia
<i>Wykształcenie</i> .....	90,63 ( $p = 0,000$ ) 0,17	97,74 ( $p = 0,000$ ) 0,18	44,30 ( $p = 0,000$ ) 0,21	33,26 ( $p = 0,000$ ) 0,18
<i>Płeć</i> .....	14,48 ( $p = 0,006$ ) 0,12	13,01 ( $p = 0,011$ ) 0,11	7,63 ( $p = 0,006$ ) 0,09	4,34 ( $p = 0,000$ ) 0,07
<i>Wiek</i> .....	47,38 ( $p = 0,000$ ) 0,11	55,67 ( $p = 0,000$ ) 0,12	12,61 ( $p = 0,013$ ) 0,12	12,09 ( $p = 0,017$ ) 0,11
<i>Miejsce zamieszkania</i> .....	21,98 ( $p = 0,038$ ) 0,08	26,37 ( $p = 0,009$ ) 0,09	10,44 ( $p = 0,016$ ) 0,10	5,82 ( $p = 0,121$ ) 0,08
<i>Forma zatrudnienia</i> .....	88,77 ( $p = 0,000$ ) 0,15	82,09 ( $p = 0,000$ ) 0,14	18,29 ( $p = 0,001$ ) 0,14	37,76 ( $p = 0,000$ ) 0,19
<i>Skład rodzinny gospodarstwa</i> .....	74,63 ( $p = 0,000$ ) 0,16	63,94 ( $p = 0,000$ ) 0,15	9,94 ( $p = 0,019$ ) 0,09	15,94 ( $p = 0,001$ ) 0,13
<i>Grupa kwintylowa</i>	191,09 ( $p = 0,000$ ) 0,22	202,87 ( $p = 0,000$ ) 0,22	102,87 ( $p = 0,000$ ) 0,32	104,26 ( $p = 0,000$ ) 0,32
<i>Liczba osób ogółem</i> .....	96,03 ( $p = 0,000$ ) 0,15	87,33 ( $p = 0,000$ ) 0,15	12,6 ( $p = 0,179$ ) 0,11	19,29 ( $p = 0,023$ ) 0,14
<i>Liczba osób osiągających dochody w gospodarstwie domowym</i>	58,78 ( $p = 0,000$ ) 0,13	47,86 ( $p = 0,003$ ) 0,11	19,21 ( $p = 0,004$ ) 0,14	6,94 ( $p = 0,326$ ) 0,08

U w a g a. Wartości statystyki oraz poziom  $p$  podano w pierwszym wierszu. Pod wartościami zmiennych (w drugim wierszu) przedstawiono wynik pomiaru natężenia siły zależności stochastycznej za pomocą współczynnika  $V$  Cramera.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

Wyniki wskazują, że wybrane zmienne objaśniające były w większości istotnie zależne ( $p < 0,05$ ). Odrzucono hipotezę zerową o stochastycznej niezależności badanych zmiennych, co oznacza, że istnieją przesłanki do uznania badanych zależności za istotne. Brak zależności istotnych statystycznie dotyczył zmiennych: *liczba osób osiągających dochody a jakość życia* ( $p = 0,326$ ), *miejsce zamieszkania a jakość życia* ( $p = 0,121$ ) oraz *liczba osób ogółem a oszczędności* ( $p = 0,179$ ). W przypadku prawie wszystkich rozpatrywanych cech odrzucono hipotezę o niezależności stochastycznej, dlatego zasadna była ocena siły zależności za pomocą współczynnika  $V$  Cramera (Steczkowski i Zeliaś, 1997; Domański, 1990). Wartości współczynnika  $V$  Cramera w zakresie 0,07—0,32 pozwalają przypuszczać, że między zmiennymi występuje związek, jednakże jego siła jest niewielka. Wniosek ten potwierdzają wartości drugiego współczynnika —  $\varphi$  Yule'a, nieco wyższe od wartości współczynnika Cramera<sup>10</sup>. Założenia wstępne, zweryfikowane pod kątem występowania zależności pomiędzy zmiennymi, pozwoliły na przejście do kolejnego etapu badania, polegającego na wyznaczaniu ocen parametrów przyjętych modeli.

<sup>10</sup> Oba współczynniki przybierają wartości z przedziału (0, 1). Im wartość bliższa 1, tym silniejsza jest zaobserwowana zależność rozpatrywanych cech (Steczkowski i Zeliaś, 1997, s. 173—177).

## WYNIKI ESTYMACJI MODELI DWUMIANOWYCH

Za determinanty subiektywnych ocen wynagrodzeń przyjęto jednostkowe uwarunkowania respondentów, wyrażone poprzez określone zmienne ilościowe i jakościowe. W modelowaniu użyto algorytmu iteracyjnego quasi-Newtona, a modelowania dokonywano aż do uzyskania poprawnych modeli ekonometrycznych, czyli do osiągnięcia kryterium zbieżności dla określonego zestawu zmiennych objaśniających. Do pierwszej grupy modeli logitowych i probitowych (MODELE 1) wprowadzono wstępnie przyjęty zbiór następujących zmiennych niezależnych — zestawienie 2:

ZESTAWIENIE 2. MODELE 1 — ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE

Zmienne objaśniające	Kategorie
Przynależność do dochodowej grupy kwintylowej <sup>a</sup> .....	$X_{1,1}$ — I ( $R$ ) <sup>b</sup> $X_{1,2}$ — II $X_{1,3}$ — III $X_{1,4}$ — IV $X_{1,5}$ — V
Liczba osób ogółem w gospodarstwie domowym .....	$X_2$
Subiektywna ocena aktualnego materialnego poziomu życia	$X_{3,1}$ — zła, raczej zła ( $R$ ) <sup>b</sup> $X_{3,2}$ — przeciętna $X_{3,3}$ — dobra $X_{3,4}$ — bardzo dobra
Oszczędności (posiada/nie posiada) .....	$X_4$ (posiada = 1)
Subiektywna ocena zadowolenia z ogólnej jakości życia (pozytywna/negatywna) .....	$X_5$ (pozytywna = 1)
Liczba osób osiągających dochody w gospodarstwie domowym .....	$X_6$
Sposób gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym .....	$X_{7,1}$ — bardzo skromny, skromny ( $R$ ) <sup>b</sup> $X_{7,2}$ — średni $X_{7,3}$ — dobry $X_{7,4}$ — bardzo dobry

<sup>a</sup> Wyróżniono pięć kwintylowych grup dochodowych, obejmujących po 20% ogółu gospodarstw domowych. Klasyfikacji danego gospodarstwa dokonano na podstawie przeciętnego miesięcznego dochodu *per capita*: I grupa — gospodarstwa najuboższe, V grupa — gospodarstwa najbogatsze. <sup>b</sup> ( $R$ ) — kategoria referencyjna.

Ź r ó d ł o: jak przy zestawieniu 1.

Na bazie zmiennej  $X_1$  (przynależność do dochodowej grupy kwintylowej) skonstruowano pięć zmiennych dwumianowych (wartość 1, jeśli respondent reprezentował dany stan/kategorię, i wartość 0 w przeciwnym razie). W przypadku zmiennej  $X_3$  (subiektywna ocena aktualnego materialnego poziomu życia) oraz  $X_7$  (sposób gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym) przyjęto cztery zmienne dwumianowe. Należy podkreślić wyraźną przewagę zmiennych o charakterze subiektywnym ( $X_3$ ,  $X_4$ ,  $X_5$  i  $X_7$  — respondent wskazuje własną ocenę w odniesieniu do mierzonych zjawisk). Wprowadzono także zmienne silnie zależne od zmiennej dychotomicznej, związane z dochodami ( $X_1$ ,  $X_6$  i  $X_7$ ) oraz zmienną ilościową o charakterze demograficznym ( $X_2$ ).

W trakcie obliczeń metodą *a posteriori* z modeli eliminowano zmienne nieistotne statystycznie (przyjęto poziom istotności  $\alpha = 0,05$ ). Zmienną, dla której

uzyskano wartość  $p > 0,05$ , eliminowano i dokonywano kolejnej estymacji, aż do uzyskania modelu, w którym wartości  $p$  były mniejsze lub równe  $\alpha$ . W ten sposób uzyskano modele logitowy i probitowy zawierające  $k = 10$  zmiennych niezależnych. W tabl. 4 przedstawiono wartości oszacowanych ocen parametrów modeli, błędy standardowe ocen oraz istotność statystyczną (weryfikowaną na podstawie statystyki  $t$ -Studenta).

**TABL. 4. MODELE I: WYNIKI ESTYMACJI — OCENY PARAMETRÓW**

Wyszczególnienie	Ocena parametru $\beta_i$		Błąd standardowy $S(\beta_i)$		Statystyka $t$ -Studenta		$p$ -value	
	modele							
	logitowy	probitowy	logitowy	probitowy	logitowy	probitowy	logitowy	probitowy
Stała $\beta_0$ .....	-6,5712	-3,4840	1,0817	0,4840	-6,0749	-7,1994	0,0000	0,0000
$X_{1,3}$ .....	0,7329	0,3754	0,3430	0,1917	2,1369	1,9584	0,0328	0,0500
$X_{1,4}$ .....	1,3017	0,6907	0,3499	0,1963	3,7204	3,5183	0,0002	0,0001
$X_{1,5}$ .....	1,9891	1,0924	0,3878	0,2171	5,1293	5,0320	0,0000	0,0000
$X_2$ .....	-0,3990	-0,2231	0,1265	0,0723	-3,1529	-3,0845	0,0017	0,0021
$X_{3,2}$ .....	2,1707	1,0285	1,0270	0,4432	2,1137	2,3205	0,0348	0,0205
$X_{3,3}$ .....	3,1218	1,5881	1,0321	0,4468	3,0248	3,5544	0,0260	0,0004
$X_{3,4}$ .....	3,5374	1,8469	1,0808	0,4830	3,2730	3,8241	0,0011	0,0001
$X_4$ .....	0,5332	0,3078	0,2154	0,1223	2,4752	2,5159	0,0135	0,0120
$X_5$ .....	1,8551	1,0574	0,2270	0,1263	8,1714	8,3716	0,0000	0,0000
$X_6$ .....	0,4119	0,2264	0,0916	0,0519	0,4461	4,3661	0,0000	0,0000
Statystyka LR .....	$\chi^2 = 473,669; p = 0,0000$							

Źródło: jak przy tabl. 2.

Poprawność dopasowania modeli logitowego i probitowego wyrażona wartością testu ilorazu wiarygodności równa 473,7 ( $p = 0,0000$ ) oznacza, że należy odrzucić hipotezę zerową o łącznej nieistotności ocen parametrów tych modeli; wyznaczone modele różnią się także istotnie od modelu tylko ze stałą  $\beta_0$ . Oceniając wartości statystyki  $t$ -Studenta dla poszczególnych zmiennych, można wywnioskować, że zmienne, dla których oszacowano parametry, wywierają także osobno istotny statystycznie wpływ na zmienną zależną (przy  $p < 0,05$ ). Wyniki modelowania wskazują, że w obu porównywanych modelach uzyskano oceny parametrów o tym samym kierunku (w modelu logitowym wartości parametrów w przypadku każdej zmiennej  $X$  są zawsze większe niż w modelu probitowym). Istotne jest, że w obu modelach uzyskano taką samą grupę statystycznie istotnych zmiennych objaśniających, co potwierdza zależności i związki pomiędzy badanymi zjawiskami.

Można uznać, że modele probitowy i logitowy są do siebie podobne. W rozwiązaniach praktycznych — głównie w celach interpretacyjnych — wykorzystuje się najczęściej jeden z nich (Judge i in., 1985). W tabl. 5 podano wyniki statystyki Walda oraz wartości jednostkowego ilorazu szans  $JIS$  wraz z przedziałami ufności  $JIS$  [-95%; +95%] dla modelu logitowego<sup>11</sup>.

<sup>11</sup> Efekty krańcowe obliczone dla średnich wartości zmiennych objaśniających w modelach logitowym i probitowym okazały się prawie identyczne, stąd dalsze wnioskowanie interpretacyjne przedstawiono na podstawie jednego modelu — logitowego.

TABL. 5. MODEL I (logitowy): WYNIKI ESTYMACJI — ILORAZ SZANS

Wyszczególnienie	Statystyka Walda <sup>a</sup>	p-value	JIS	JIS (-95%)	JIS (+95%)
Stała $\beta_0$ .....	36,9044	0,0000	0,0014	0,0002	0,0117
$X_{1\_3}$ .....	4,5663	0,0326	2,0812	1,0617	4,0796
$X_{1\_4}$ .....	13,8417	0,0002	3,6754	1,8498	7,3025
$X_{1\_5}$ .....	26,3093	0,0000	7,3093	3,4149	15,6450
$X_2$ .....	9,9406	0,0016	0,6710	0,5235	0,8601
$X_{3\_2}$ .....	4,4677	0,0345	8,7641	1,1682	65,7529
$X_{3\_3}$ .....	9,1492	0,0025	22,6883	2,9937	171,9440
$X_{3\_4}$ .....	10,7126	0,0011	34,4773	4,1228	286,6474
$X_4$ .....	6,1265	0,0133	1,7044	1,1168	2,6012
$X_5$ .....	66,7726	0,0000	6,3921	4,0942	9,9797
$X_6$ .....	19,7681	0,0000	1,5096	1,2587	1,8106

a Test Walda dany wzorem  $\left(\frac{\beta_i}{s(\beta_i)}\right)^2$  weryfikuje hipotezę zerową, że  $i$ -ty parametr modelu jest równy 0. Statystyka testu Walda ma rozkład chi-kwadrat z liczbą stopni swobody równą 1.

Źródło: jak przy tabl. 2.

Wartości testu chi-kwadrat Walda potwierdzają, że zmienne objaśniające, dla których oszacowano parametry, wywierają istotny statystycznie wpływ na zmienną zależną (przy  $p < 0,05$ )<sup>12</sup>. Jak wynika z modelowania, istotne statystycznie okazały się wszystkie zmienne z wyjątkiem  $X_7$  (*sposób gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym*). Wyniki te jednoznacznie wskazują, że zmienne uwzględnione w modelach mają statystycznie istotny wpływ na subiektywną ocenę zadowolenia/braku zadowolenia z uzyskiwanego wynagrodzenia. Wyniki estymacji potwierdzają podobieństwo modelu probitowego i logitowego. Na podstawie końcowych wyników modelowania można wysunąć wnioski na temat czynników wywierających istotny wpływ na ocenę wynagrodzenia oraz siłę tych oddziaływań. Znak wartości oszacowanych parametrów określa kierunek zależności między zmiennymi niezależnymi a zmienną zależną  $Y$ . Dodatkowo wartości uzyskano dla wszystkich zmiennych niezależnych z wyjątkiem  $X_2$  (*liczba osób ogółem w gospodarstwie domowym*), co oznacza, że zmienne te powodują zwiększenie prawdopodobieństwa zaklasyfikowania danego gospodarstwa domowego do grupy zadowolonych z wynagrodzenia.

Bezpośrednia interpretacja wartości oszacowanych parametrów modelu dwumianowego nie jest możliwa, dlatego należy brać pod uwagę efekty krańcowe, tj. jednostkowe ilorazy szans  $JIS$ <sup>13</sup>. Wzrost lub spadek ilorazu szans dla tej samej zmiennej niezależnej odnosi się do kategorii referencyjnej (R), jeśli taką przyjęto. Wyniki modelowania wskazują, że w przypadku wszystkich zmiennych (z wyjątkiem  $X_2$ ) wartości  $JIS$  były większe od 1 (tabl. 5). Pierwszą istotną

<sup>12</sup> Wartości testu Walda oraz statystyki  $t$ -Studenta dla ocen parametrów służą do testowania istotności każdej zmiennej niezależnej oddzielnie.

<sup>13</sup> Jednostkowy iloraz szans związany z daną zmienną wskazuje, ile razy rośnie lub maleje prawdopodobieństwo zaistnienia danego zdarzenia, jeżeli nastąpi jednostkowa zmiana zmiennej niezależnej. W przypadku zwiększenia się jednej ze zmiennych objaśniających o jednostkę — zakładając, że pozostałe zmienne pozostają na stałym poziomie (*ceteris paribus*) — iloraz szans zmienia się  $\exp(\beta_i)$  razy;  $\exp(\beta_i) > 1$  oznacza wzrost, a  $\exp(\beta_i) < 1$  — spadek ilorazu szans (Śliwicki i Ręklawski, 2012, s. 25).



zmienną objaśniającą, a zarazem czynnikiem zidentyfikowanym przez model, była zmienna  $X_1$  (*przynależność do dochodowej grupy kwintylowej*)<sup>14</sup>. Przykładowo, można wskazać, że osoby z III grupy kwintylowej miały o 108% większą szansę pozytywnej oceny wynagrodzenia niż osoby z grupy referencyjnej, czyli grupy I (20% gospodarstw domowych osiągających najniższe dochody). Szansa ta wyraźnie rosła wraz z przynależnością do kolejnych (wyższych) grup kwintylowych. Prawdopodobieństwo pozytywnej odpowiedzi dotyczącej wynagrodzenia wzrosło o 268% w przypadku IV grupy kwintylowej, a najwyższe było w V grupie kwintylowej (ponad 6-krotnie większe w stosunku do gospodarstw najbiedniejszych).

Kolejną statystycznie istotną zmienną zidentyfikowaną przez model była zmienna  $X_3$  (*subiektywna ocena aktualnego materialnego poziomu życia*). Oszacowany dla  $X_{3,2}$  jednostkowy iloraz szans oznacza ponad 7-krotnie większą szansę sukcesu (osiągnięcia satysfakcji z wynagrodzenia) osób, które oceniają swój poziom życia jako przeciętny, w porównaniu z osobami z grupy referencyjnej (oceniających swój poziom życia jako zły lub raczej zły). Także w tym przypadku prawdopodobieństwo pozytywnej oceny wynagrodzeń znacząco zwiększało się wraz z podnoszeniem oceny poziomu życia.

Kolejny statystycznie istotny predyktor stanowiła zmienna  $X_5$  (*subiektywna ocena zadowolenia z ogólnej jakości życia*). W przypadku osób zadowolonych z ogólnej jakości życia szanse uzyskania  $Y = 1$  były ponad 5-krotnie większe niż osób niezadowolonych z jakości życia.

Odnosnie do zmiennej  $X_4$  (*oszczędności*) istnieje duża szansa (70%), że ocena uzyskiwanego wynagrodzenia będzie pozytywna w przypadku gospodarstw domowych posiadających oszczędności.

Biorąc pod uwagę uwarunkowania demograficzne, można wysnuć wniosek, że zwiększenie prawdopodobieństwa pozytywnej oceny idzie w parze ze wzrostem liczby osób osiągających dochody w gospodarstwie domowym. Zwiększenie się liczby osób wnoszących wkład w całkowity dochód gospodarstwa domowego powoduje wzrost szansy pozytywnego postrzegania wysokości wynagrodzenia o 51%. Sytuacja wygląda przeciwnie w przypadku wzrostu liczby osób w gospodarstwie domowym — szansa sukcesu spada o 33% wraz z kolejną osobą wchodzącą w skład gospodarstwa.

Na podstawie oszacowanych parametrów modelu (tu: logitowego) można wyznaczyć oczekiwane wartości prawdopodobieństwa zadowolenia z uzyskiwanego wynagrodzenia dla gospodarstwa domowego charakteryzującego się określonymi cechami. Wartości prawdopodobieństwa, z jakim wystąpi wariant zmiennej  $Y = 1$  np. dla głowy gospodarstwa o cechach: *posiadanie oszczędności, wyłącznie jedna osoba osiąga dochody, dobra ocena aktualnego poziomu życia oraz pozytywna ocena ogólnej jakości życia*, w zależności od grupy kwintylowej oraz zmiany liczby osób ogółem w gospodarstwie, zestawiono w tabl. 6.

Oczekiwane prawdopodobieństwo wskazania stanu zadowolenia zauważalnie zwiększa się wraz ze wzrostem przynależności do wyższej grupy kwintylowej, natomiast wzrost liczby osób w danej grupie kwintylowej powoduje spadek

<sup>14</sup> Zmienna dotycząca II grupy kwintylowej okazała się nieistotna statystycznie.

<sup>15</sup> Stosowane terminy: *osoba, gospodarstwo domowe, jednostka i respondent* w warstwie interpretacyjnej zawsze odnoszą się do głowy gospodarstwa domowego.

prawdopodobieństwa, przy czym różnice te są najmniejsze w przypadku najbogatszych gospodarstw.

**TABL. 6. OCZEKIWANE WARTOŚCI PRAWDOPODOBIEŃSTWA DLA  $Y = 1$  WEDŁUG GRUP KWINTYLOWYCH<sup>a</sup> I LICZBY OSÓB OGÓŁEM**

Liczba osób w gospodarstwie domowym	Grupy kwintylowe			
	I	III	IV	V
1 .....	0,24	0,42	0,56	0,97
2 .....	0,19	0,33	0,46	0,96
3 .....	0,14	0,25	0,37	0,94
4 .....	0,10	0,18	0,28	0,91
5 .....	0,07	0,13	0,21	0,87

a Zmienna dotycząca II grupy kwintylowej okazała się statystycznie nieistotna.

Źródło: jak przy zestawieniu 1.

Warianty i cechy badanych obiektów można sprawdzać w różnych zestawieniach symulacyjnych, prognozując w ten sposób sukces w przypadku każdego gospodarstwa domowego. Jeśli np. rozważymy przypadek gospodarstw nieposiadających oszczędności (pozostałe zmienne bez zmian), wartości prawdopodobieństwa będą maleć. I tak w 5-osobowym gospodarstwie domowym szansa uzyskania wariantu zmiennej  $Y = 1$  wynosi odpowiednio: 0,04, 0,08, 0,13 i 0,80 w kolejnych grupach kwintylowych, począwszy od I. Jeżeli liczba osób osiągających jakiegokolwiek dochody np. wzrośnie do dwóch, to prawdopodobieństwo zadowolenia zwiększy się od 0,06 w I grupie kwintylowej do: 0,12 w II, 0,19 w III i 0,86 w V grupie kwintylowej.

W kolejnym modelowaniu (MODELE II) wprowadzono przede wszystkim klasyczne zmienne, wprost reprezentujące uwarunkowania społeczno-ekonomiczne gospodarstw domowych. Wejściowy zbiór obejmował takie zmienne objaśniające, jak: *grupa kwintylowa*, *płeć*, *wiek* oraz *wykształcenie głowy gospodarstwa*, *miejsce zamieszkania*, *forma zatrudnienia*, *skład rodzinny gospodarstwa domowego* oraz wybrane zmienne demograficzne. Wprowadzono nowe zmienne dwumianowe, odpowiednio przyporządkowane zmiennym niezależnym (zestawienie 3).

**ZESTAWIENIE 3. MODELE II — ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE**

Zmienne objaśniające	Kategorie
<i>Wykształcenie</i> .....	$X_{7,1}$ — podstawowe, zasadnicze (R) <sup>a</sup> $X_{7,2}$ — średnie $X_{7,3}$ — wyższe
<i>Wiek</i> .....	$X_{8,1}$ — do 40 lat (R) <sup>a</sup> $X_{8,2}$ — 41—50 $X_{8,3}$ — 51—60 $X_{8,4}$ — 61 i więcej lat
<i>Miejsce zamieszkania (miasto/wieś)</i> .....	$X_9$ (miasto = 1)
<i>Skład rodzinny gospodarstwa domowego</i> .....	$X_{10,1}$ — gospodarstwo jednorodzinne $X_{10,2}$ — gospodarstwo wielorodzinne $X_{10,3}$ — rodzina niepełna $X_{10,4}$ — gospodarstwo jednoosobowe (R) <sup>a</sup>

a (R) — kategoria referencyjna.

## ZESTAWIENIE 3. MODELE II — ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE (dok.)

Zmienne objaśniające	Kategorie
Płeć (mężczyzna/kobieta) .....	$X_{11}$ (mężczyzna = 1)
Forma zatrudnienia: zatrudnienie u pracodawcy/inna forma pracy (na własny rachunek, praca w gospodarstwie rolnym, emerytura/renta, źródła niezarobkowe) .....	$X_{12,1}$ (praca u pracodawcy = 1)

a (R) – kategoria referencyjna.

Ź r ó d ł o: jak przy zestawieniu 1.

Końcowe oceny parametrów modeli logitowego i probitowego, istotność statystyczną oraz jednostkowe efekty krańcowe oszacowane dla modelu logitowego przedstawiono w tabl. 7 i 8.

TABL. 7. MODELE II: WYNIKI ESTYMACJI — OCENY PARAMETRÓW

Wyszczególnienie	Ocena parametru $\beta_i$		Błąd standardowy $S(\beta_i)$		Statystyka $t$ -Studenta		$p$ -value	
	modele							
	logitowy	probitowy	logitowy	probitowy	logitowy	probitowy	logitowy	probitowy
Stała $\beta_0$ .....	-3,7359	-2,2083	0,4651	0,2642	-8,0321	-8,3576	0,0000	0,0000
$X_{1,2}$ .....	0,5541	0,3069	0,2884	0,1579	1,9214	1,9429	0,0500	0,0523
$X_{1,3}$ .....	0,9773	0,5458	0,2766	0,1538	3,5332	3,5490	0,0004	0,0004
$X_{1,4}$ .....	1,6292	0,9490	0,2717	0,1527	5,9957	6,2168	0,0020	0,0000
$X_{1,5}$ .....	2,6460	1,5664	0,2846	0,1594	9,2971	9,8266	0,0000	0,0000
$X_{7,3}$ .....	0,5323	0,3175	0,2173	0,1288	2,4489	2,4646	0,0145	0,0139
$X_{8,3}$ .....	0,5744	0,3394	0,1871	0,1101	3,0707	3,0817	0,0022	0,0021
$X_{10,1}$ .....	1,1351	0,6694	0,3219	0,1855	3,5260	3,6076	0,0004	0,0003
$X_{10,2}$ .....	1,4798	0,8685	0,3824	0,2203	3,8702	3,9414	0,0001	0,0001
$X_{10,3}$ .....	0,9642	0,5677	0,4440	0,2557	2,1716	2,2201	0,0301	0,0266
Statystyka LR .....	$\chi^2 = 174,615 \quad p = 0,0000$							

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

W efekcie modelowania (MODELE II) uzyskano statystykę testu LR  $\chi^2=174,615$  ( $p = 0,0000$ ), co uzasadnia odrzucenie hipotezy zerowej o łącznej nieistotności parametrów obu modeli. Zmienne niezależne modeli logitowego i probitowego wywierają osobno istotny statystycznie wpływ na zmienną zależną przy poziomie istotności  $p \leq 0,05$ . W obu modelach statystycznie istotne okazały się te same zmienne: *wykształcenie*, *wiek głowy gospodarstwa domowego*, *przynależność do grupy dochodowej*<sup>16</sup> i *skład rodzinny gospodarstwa domowego* (przy czym wartości ocen parametrów były inne). W przypadku zmiennych: *miejsce zamieszkania*, *forma zatrudnienia* oraz *płeć* poziom istotności był wyższy od założonego  $\alpha = 0,05$ , co poskutkowało wycofaniem ich z modeli. Użytkowano zatem podobieństwo w warstwie analitycznej i interpretacyjnej modeli probitowego i logitowego.

<sup>16</sup> Zmienna  $X_1$  występuje również w tym modelowaniu, ze względu na wysoki stopień zależności ze zmienną zależną  $Y$ , a także na lepszą jakość dopasowania modeli uzyskaną z włączeniem tej zmiennej.

TABL. 8. MODEL II (logitowy): WYNIKI ESTYMACJI — ILORAZ SZANS

Wyszczególnienie	Statystyka Walda	<i>p-value</i>	<i>JIS</i>	<i>JIS</i> (-95%)	<i>JIS</i> (+95%)
Stała $\beta_0$ .....	64,5151	0,0000	0,0239	0,0096	0,0594
$X_{1,2}$ .....	3,6918	0,0500	1,7403	0,9883	3,0648
$X_{1,3}$ .....	12,4832	0,0004	2,6574	1,5442	4,5730
$X_{1,4}$ .....	35,9489	0,0000	5,0998	2,9921	8,6922
$X_{1,5}$ .....	86,4363	0,0000	14,0970	8,0646	24,6420
$X_{7,3}$ .....	5,9972	0,0143	1,7028	1,1115	2,6085
$X_{8,3}$ .....	9,4293	0,0021	1,7760	1,2304	2,5637
$X_{10,1}$ .....	12,4325	0,0004	3,1115	1,6543	5,8524
$X_{10,2}$ .....	14,9788	0,0001	4,3920	2,0740	9,3008
$X_{10,3}$ .....	4,7160	0,0299	2,6227	1,0974	6,2680

Źródło: jak przy tabl. 2.

Na prawdopodobieństwo sukcesu najmocniej wpływa zmienna  $X_1$  (*przynależność do dochodowej grupy kwintylowej*) — efekty krańcowe okazały się ponownie największe właśnie dla tej zmiennej<sup>17</sup>. Oszacowane prawdopodobieństwo pozytywnego postrzegania wysokości wynagrodzenia wzrasta o 74% w przypadku gospodarstw domowych zakwalifikowanych do II grupy, o 166% — do III, o 410% — do IV i aż 13-krotnie w V grupie kwintylowej w porównaniu z gospodarstwami z grupy referencyjnej, tj. osiągającymi najniższe dochody.

Odnosnie do zmiennej  $X_7$  (*wykształcenie*) można przyjąć, że w przypadku osób z wykształceniem wyższym prawdopodobieństwo sukcesu jest wyższe o 70% niż osób z wykształceniem podstawowym i zasadniczym. Istotna statystycznie zmienna objaśniająca w obu modelach dotyczy osób z grupy wiekowej 51—60 lat. Wyniki modelowania wskazują, że w ich przypadku szansa pozytywnej oceny wynagrodzenia jest o 78% większa niż w grupie referencyjnej (osoby w wieku do 40 lat). Szansa wyrażenia pozytywnej oceny zmienia się istotnie w zależności od składu rodzinnego gospodarstwa domowego. W relacji do gospodarstwa jednoosobowego prawdopodobieństwo sukcesu jest większe w przypadku gospodarstw jednorodzinnych, gospodarstw wielorodzinnych, a nawet rodzin niepełnych odpowiednio ponad 2-, 3- i 1,5-krotnie.

Inne szczegółowe zmienne kategoriałne okazały się statystycznie nieistotne (poziom istotności  $p \geq 0,05$ ).

Biorąc pod uwagę oszacowane parametry modelu oraz grupę głównych cech społeczno-ekonomicznych, można również prognozować prawdopodobieństwo odpowiedzi wyrażającej satysfakcję z wynagrodzenia. Ze względu na statystyczną istotność tylko niektórych zmiennych możliwe było rozpatrywanie jedynie określonych odpowiadających im kategorii wyróżnionych dla gospodarstw domowych.

W tabl. 9 zestawiono wyniki oczekiwanych wartości prawdopodobieństwa ze względu na wykształcenie głowy gospodarstwa domowego (przyjęto podział na wykształcenie wyższe oraz inne: podstawowe, zasadnicze i średnie). Ich analiza pozwala zauważyć, że poziom wykształcenia znacznie różnicuje szansę udzie-

<sup>17</sup> Efekty krańcowe *JIS* w modelach logitowym i probitowym okazały się prawie zbieżne, dlatego wnioskowanie interpretacyjne przedstawiono na podstawie modelu logitowego.

lenia odpowiedzi pozytywnej. Mniej korzystne są wyniki gospodarstw domowych z wykształceniem innym niż wyższe, niezależnie od przynależności do grupy kwintylowej.

**TABL. 9. OCZEKIWANE WARTOŚCI PRAWDOPODOBIEŃSTWA DLA  $Y = 1$  WEDŁUG WYKSZTAŁCENIA, SKŁADU RODZINNEGO I GRUP KWINTYLOWYCH**

Grupa kwintylowa Wiek w latach	Gospodarstwo			
	jednorodzinne	wielorodzinne	niepełne	jednoosobowe
<b>Wykształcenie wyższe</b>				
I ..... do 50	0,18	0,24	0,16	0,07
51—60	0,28	0,36	0,25	0,11
III ..... do 50	0,25	0,32	0,22	0,10
51—60	0,37	0,46	0,33	0,16
IV ..... do 50	0,39	0,48	0,35	0,17
51—60	0,53	0,62	0,49	0,27
V ..... do 50	0,64	0,72	0,60	0,36
51—60	0,76	0,82	0,73	0,50
<b>Wykształcenie podstawowe, zasadnicze i średnie</b>				
I ..... do 50	0,11	0,15	0,10	0,04
51—60	0,19	0,24	0,16	0,07
III ..... do 50	0,16	0,22	0,14	0,06
51—60	0,26	0,33	0,23	0,10
IV ..... do 50	0,27	0,35	0,24	0,11
51—60	0,40	0,49	0,36	0,18
V ..... do 50	0,51	0,60	0,47	0,25
51—60	0,65	0,72	0,61	0,37

Źródło: jak przy zestawieniu 1.

Biorąc pod uwagę skład rodzinny gospodarstwa domowego, można przyjąć, że cecha ta również jest czynnikiem różnicującym prawdopodobieństwo sukcesu. Szansa zadowolenia z uzyskiwanego wynagrodzenia jest największa w gospodarstwach wielorodzinnych, a następnie jednorodzinnych, najmniejsza zaś w jednoosobowych. Równocześnie, im wyższa grupa kwintylowa i starsza grupa wiekowa, tym wartości prawdopodobieństwa są większe. W odniesieniu do wieku głowy gospodarstwa dokonano podziału na grupy do 50 lat oraz 51—60 lat (grupa wiekowa powyżej 60 lat okazała się nieistotna statystycznie). Na podstawie porównania obu grup można wysnuć wniosek, że niezależnie od osiągniętych dochodów czy składu rodzinnego gospodarstwa osoby ze starszej grupy wiekowej są bardziej niż osoby młodsze zadowolone z uzyskiwanego wynagrodzenia (wartości oszacowanego prawdopodobieństwa są wyższe). Szansa ta zdecydowanie rośnie, gdy równocześnie wykształcenie głowy gospodarstwa jest wyższe.

#### OCENA EKONOMETRYCZNA JAKOŚCI MODELI

Jakość dopasowania modeli logitowego i probitowego zbadano, testując statystycznie łączną istotność parametrów modeli za pomocą testu ilorazu wiarygodności statystyki chi-kwadrat, a także badając oddzielny wpływ każdej zmien-

nej na zmienną zależną za pomocą statystyki chi-kwadrat Walda. Pozostałe wartości parametrów „dobroci” dopasowania modeli przedstawiono w tabl. 10.

**TABL. 10. WYNIKI WERYFIKACJI MODELI**

Wyszczególnienie	MODELE I	MODELE II
0 (niezadowolenie z wynagrodzenia) .....	$n = 707$ (70%)	
1 (zadowolenie z wynagrodzenia) .....	$n = 303$ (30%)	
Funkcja straty — model pełny .....	380,138	529,666
-2 ln (wiarygodność): model z wyrazem wolnym .....	1233,946	1233,946
-2 ln (wiarygodność): model pełny .....	760,277	1059,331
Statystyka LR .....	473,669	174,615
Współczynnik $R^2$ McFaddena .....	0,38	0,14

Źródło: jak przy tabl. 2.

W przypadku MODELI I obliczone wartości statystyki testowej wyniosły  $LR = 473,669$  ( $p = 0,0000$ ), a dla MODELI II —  $LR = 174,615$  ( $p = 0,0000$ ). Wartości poziomu istotności  $p = 0,000$  pozwalają odrzucić hipotezę zerową i przyjąć alternatywną, że co najmniej jedna zmienna objaśniająca w jednym i drugim modelowaniu jest istotna statystycznie, co oznacza równocześnie istotność oszacowanych modeli. Uzyskane wartości końcowe, tj. funkcje straty największej wiarygodności, o wartościach: 380,138 (MODELE I) i 529,666 (MODELE II), można traktować jako miary dopasowania modeli. Wartości te oznaczają mocną wytyczną wyboru modeli dla danych empirycznych wraz ze zmiennymi objaśniającymi.

Zastosowano również inną miarę dopasowania — współczynnik  $R^2$  McFaddena. Jego wartości były stosunkowo niskie: 0,38 (MODELE I) i 0,14 (MODELE II), nie świadczy to jednak o złym dopasowaniu modeli, ponieważ w modelach prawdopodobieństwa wartość tej miary jest z reguły niska<sup>18</sup>. Z porównania parametrów oceny jakości modeli obu grup modelowania wynika, że bardziej poprawne ekonometrycznie są modele logitowy i probitowy z grupy MODELE I.

Jeszcze inną miarą jakości dopasowania modelu jest klasyfikacja indywidualnych przypadków, wskazująca liczbę lub frakcję poprawnie i niepoprawnie sklasyfikowanych (prognozowanych) przypadków. Klasyfikację indywidualnych przypadków do grup „zadowolone” i „niezadowolone” z uzyskiwanego wynagrodzenia w badanej próbie losowej przedstawiono w tabl. 11. Z uwagi na niebilansowaną wielkość próby przyjęto zasadę optymalnej wartości granicznej  $\delta$  i ustalono wartość odcinającą na poziomie  $\delta = 0,3$ <sup>19</sup>. Prognozowane przypadki wyznaczono następująco:

$$\hat{y}_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } \hat{p}_i > 0,3 \\ 0 & \text{gdy } \hat{p}_i \leq 0,3 \end{cases}$$

<sup>18</sup> Można wykazać, że przy dużych próbach, gdy prawdopodobieństwo  $p_i$  nie przyjmuje wartości ekstremalnych (np. mieszczą się one w przedziale od 0,2 do 0,8), współczynnik  $R^2$  McFaddena ma wartość ograniczoną do przedziału wartości bliskich 0, a mimo tej niskiej wartości model może być poprawny (Cox i Wermuth, 1992).

<sup>19</sup> W badanej próbie 303 respondentów na 1010 wyraziło zadowolenie z wynagrodzenia, zatem wartość graniczną  $\delta$  ustalono jako udział jedynek w grupie  $\delta = 303/1010 = 0,3$ .

Na tej podstawie obliczono frakcję poprawnych i niepoprawnych prognoz dotyczących gospodarstw. Klasyfikacja dla modeli logitowych i probitowych w obu grupach była identyczna.

**TABL. 11. KLASYFIKACJA PRZYPADKÓW — MODELE I VS MODELE II**

Obserwowane faktyczne wartości zmiennej $Y$	Przewidywane wartości $y$			
	$\hat{Y} = 1$	$\hat{Y} = 0$	łącznie	% poprawnie sklasyfikowanych przypadków
<b>MODELE I</b>				
$Y = 1$ .....	221	82	303	72,94
$Y = 0$ .....	93	614	707	86,85
Razem .....	314	696	1010	x
Iloraz trafień ( $IS$ ) .....	17,79			
Zliczeniowy $R^2$ .....	82,67			
<b>MODELE II</b>				
$Y = 1$ .....	116	187	303	38,28
$Y = 0$ .....	68	639	707	90,38
Razem .....	184	826	1010	x
Iloraz trafień ( $IS$ ) .....	5,83			
Zliczeniowy $R^2$ .....	74,75			

Źródło: jak przy tabl. 2.

Liczba przypadków poprawnej predykcji stanowiła 82,67% (MODELE I) i 74,75% (MODELE II) całej zbiorowości badanych gospodarstw domowych. W pierwszym modelowaniu trafność prognozowania wartości  $Y = 1$  wynosiła prawie 73% łącznej liczby przypadków, natomiast trafność prognozowania wartości  $Y = 0$  (niezadowolonych z wynagrodzenia) — 87%. Inne frakcje uzyskano w grupie MODELE II, gdzie trafność prognozowania dla zmiennej objaśnianej  $Y = 0$  była lepsza (ponad 90% przypadków). Ogólna klasyfikacja przypadków okazała się prawidłowa, co można uznać za satysfakcjonujący wynik. Również wartości ilorazu trafień (szans) wyniosły w obu przypadkach odpowiednio  $IS = 17,79$  oraz  $IS = 5,83$ , co oznacza, że klasyfikacje uzyskane dzięki oszacowanym modelom były lepsze od klasyfikacji całkowicie przypadkowych.

## Podsumowanie

Wynagrodzenie stanowi istotny czynnik dochodu, a zatem i zamożności gospodarstw domowych. Należy przypisać mu funkcję motywacyjną, która przejawia się w skłonności ludzi do podejmowania pracy, oraz funkcję dochodową (płaca jest bezpośrednim źródłem dochodu, który służy do zaspokajania potrzeb materialnych i niematerialnych jednostki oraz jej rodziny). Znaczenie wynagrodzenia ma szeroki kontekst ekonomiczno-społeczny. Jego wysokość określa pozycję ekonomiczną i społeczną, buduje prestiż, indywidualne poczucie ważności i osobistej samorealizacji. Subiektywne postrzeganie i ocena wysokości wynagrodzenia ma zarówno osobisty, jak i społeczno-ekonomiczny oraz psychologiczny kontekst. Subiektywna ocena wynagrodzenia uzyskiwanego w danym

czasie przez jednostkę może stanowić próbę pomiaru równoległego do czysto obiektywnego pomiaru w statystyce publicznej.

W niniejszym artykule przedstawiono propozycję zastosowania i porównania modeli dwumianowych w celu modelowania — na podstawie danych empirycznych uzyskanych z badania losowej próby gospodarstw domowych w woj. podkarpackim — subiektywnych ocen zadowolenia/braku satysfakcji z wynagrodzenia. Na bazie tego samego materiału empirycznego uzyskano dwie odrębne grupy poprawnych ekonometrycznie modeli logitowych i probitowych; w każdej przyjęto inną wstępną grupę zmiennych niezależnych charakteryzujących określone identyfikowalne uwarunkowania respondentów. Zaletą (a równocześnie koniecznością) wykorzystania tego typu modeli była możliwość ujęcia oprócz zmiennych ilościowych także zmiennych jakościowych. Efektem modelowania ekonometrycznego była ścisła identyfikacja istotnych statystycznie czynników wpływających na satysfakcję/brak satysfakcji z wynagrodzenia. Ocenie poddano natężenie oraz kierunek wpływu wybranych cech i czynników społeczno-demograficznych na subiektywną ocenę satysfakcji z wynagrodzenia wyrażaną przez głowę gospodarstwa domowego.

W rezultacie porównania oszacowanych parametrów modeli logitowego i probitowego (w obu zestawach zmiennych niezależnych) uzyskano jednakową interpretację wyników. Poprawna ekonometrycznie regresja logistyczna i probitowa pozwoliła na oszacowanie prawdopodobieństwa zadowolenia z uzyskiwanego wynagrodzenia w zależności od tych samych zmiennych objaśniających. W grupie MODELE I istotne statystycznie okazały się zmienne: *przynależność do dochodowej grupy kwintylowej*, *subiektywna ocena aktualnego materialnego poziomu życia*, *subiektywna ocena zadowolenia z ogólnej jakości życia*, *oszczędności* oraz *liczba osób osiągających dochody* i *liczba osób ogółem w gospodarstwie domowym*.

Najistotniejszą zmienną, a zarazem najważniejszym czynnikiem zidentyfikowanym przez modele, była *przynależność do dochodowej grupy kwintylowej*. Prawdopodobieństwo wyrażenia satysfakcji wynagrodzenia znacznie rośnie wraz z wysokością dochodów (przynależnością do wyższej grupy kwintylowej). Kolejne istotnie ważne czynniki stanowiły: *subiektywna ocena aktualnego materialnego poziomu życia* oraz *subiektywna ocena zadowolenia z ogólnej jakości życia*. Szansa pozytywnej oceny wynagrodzenia zwiększała się wraz ze wzrostem oceny tych czynników. Taki sam kierunek wpływu miał inny statystycznie istotny czynnik — *liczba członków gospodarstwa domowego osiągających dochody*, natomiast odwrotny miała zmienna *stricte* demograficzna. Wzrost liczby osób w gospodarstwie domowym powodował spadek prawdopodobieństwa (najmniej odczuwalny w przypadku najbogatszych gospodarstw).

Drugie modelowanie (MODELE II) zarówno w modelu logitowym, jak i probitowym przyniosło zbieżne wyniki analityczne i interpretacje. Badanie wpływu klasycznych zmiennych niezależnych wykazało, że statystycznie istotnymi czynnikami były: *grupa kwintylowa*, *wykształcenie*, *wiek* i *skład rodzinny gospodarstwa domowego*. Znaczne różnice prawdopodobieństwa satysfakcji z wynagrodzenia powodował też poziom wykształcenia. W gospodarstwach domowych z wykształceniem podstawowym, zasadniczym lub średnim (niezależnie od przynależności do grupy kwintylowej czy składu rodzinnego gospodarstwa) było ono niższe niż w gospodarstwach, w których głowa miała wykształcenie wyższe. Równocześnie



przynależność gospodarstwa do wyższej grupy kwintylowej (IV, V) i starszy wiek powodował wzrost szansy pozytywnej oceny wynagrodzenia. Z modelowania ekonometrycznego wynika także, że szansa ta była większa w przypadku gospodarstw wielorodzinnych i jednorodzinnych w porównaniu z gospodarstwami niepełnymi i jednoosobowymi. Uwzględniając z kolei wiek głowy gospodarstwa, niezależnie od uzyskiwanych dochodów oraz składu rodzinnego, można stwierdzić, że bardziej zadowolone z wynagrodzenia były gospodarstwa ze starszej grupy wiekowej. Szansa sukcesu znacznie zwiększała się wraz ze wzrostem wykształcenia głowy gospodarstwa. Regresja logistyczno-probitowa nie wykazała statystycznie istotnych zależności takich cech, jak: *miejsce zamieszkania, forma zatrudnienia i płeć głowy gospodarstwa domowego*.

Szczególnym celem przeprowadzonego badania była możliwość zastosowania określonego narzędzia ekonometrycznego — tutaj: modeli logitowych i probitowych — w wybranym obszarze zagadnień ekonomiczno-społecznych. Modele dwumianowe pozwoliły, przy całej złożoności omawianego zjawiska związanego z wynagrodzeniem i jego subiektywną oceną, na uchwycenie zależności tej oceny od pewnych cech ekonomicznych, społecznych, demograficznych, socjologicznych i innych, co może znaleźć zastosowanie w polityce płacowo-dochodowej. Należy podkreślić, że nie jest to badanie kompletne i wyczerpujące, chociażby ze względu na jego ograniczony zakres przedmiotowy, czasowy i przestrzenny. W związku z tym należałoby w dalszych badaniach empirycznych tego typu uwzględnić pomiar, identyfikację i modelowanie kolejnych potencjalnych zmiennych w celu bardziej precyzyjnego i pełniejszego wyjaśnienia kształtowania się zjawisk ekonomicznych i społecznych w sferze polityki płacowej i dochodowej ludności.

---

dr Beata Kasprzyk — Uniwersytet Rzeszowski

#### LITERATURA

- Atkinson, A., Banker, R., Kaplan, R. (1995). *Management Accounting*. Englewood Cliffs (New York): Prentice Hall.
- Borkowska, S. (1999). *Wynagrodzenie godziwe*. Warszawa: Instytut Pracy i Spraw Socjalnych.
- Chow, G. C. (1995). *Ekonometria*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Cieślak, I., Kucharczyk, M. (2006). Międzynarodowe relacje wynagrodzeń. Analiza na podstawie wartości kapitału ludzkiego. *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*, (8).
- Cox, D. R., Wermuth, N. (1992). A comment on the coefficient of determination for binary responses. *The American Statistician*, 46.
- Cramer, J. S. (2004). The early origins of the logit model. *Studies in History and Philosophy of Biological and Biomedical Sciences*, (35).
- Domański, Cz. (1990). *Testy statystyczne*. Warszawa: PWE.
- Friedman, M. (1993). *Kapitalizm i wolność*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River (New Jersey): Prentice Hall Inc.
- Gruszczyński, M. (2001). *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej.
- Gruszczyński, M. (red.). (2010). *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- Gruszczyński, M., Podgórska, M. (red.). (1996). *Ekonometria*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej.

- GUS (2016a). *Budżety gospodarstw domowych w 2015 r.* Warszawa: GUS.
- GUS (2016b). *Regionalne zróżnicowanie wynagrodzeń*. Pobrane z: <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/regionalne-zroznicowanie-wynagrodzen,11,1.html>.
- GUS (2016c). *Regiony Polski*. Warszawa: GUS.
- Jacukowicz, Z. (2003). *Płaca i praca w warunkach przemian gospodarczych i globalizacji*. W: B. Balcerzak-Paradowska (red.), *Praca i polityka społeczna wobec wyzwań integracji*. Warszawa: IPISS.
- Judge, G. G., Hill, C., Griffiths, W. E., Lütkepohl, H., Lee, T., (1985). *The Theory and Practice of Econometrics*. New York: John Wiley&Sons.
- Kufel, T. (2011). *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystywaniem programu Gretl*. Warszawa: PWN.
- Maddala, G. S. (2008). *Ekonometria*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Ostasiewicz, W. (red.). (1998). *Statystyczne metody analizy danych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Panek, T., Czapiński, J. (2015). Warunki życia gospodarstw domowych. Dochody i sposób gospodarowania dochodami. Diagnostyka Społeczna 2015. Warunki i Jakość Życia Polaków — Raport. *Contemporary Economics*, 9(4), 36—50.
- Śliwicki, D., Ręklawski, M. (2012). Wykorzystanie modeli logitowych w analizie czynników aktywności zawodowej ludności, *Wiadomości Statystyczne*, (2), Warszawa.
- Smith, A. (1954). *Badania nad naturą i przyczynami bogactw narodów*, t. 2. Warszawa: PWN.
- Stanisz, A. (2007). *Przystępny kurs z zastosowaniem Statistica PL na przykładach z medycyny*, 3. Kraków: Statsoft.
- Särndal, C. E., Lundström, S. (2006). *Estimation in Surveys with Nonresponse*. Chichester: J. Wiley.
- Szreder, M. (2015). Zmiany w strukturze całkowitego błędu badania próbkowego. *Wiadomości Statystyczne*, (1).
- Steczkowski, J., Zeliaś, A. (1997). *Metody statystyczne w badaniu zjawisk jakościowych*. Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Zajac, K., (2005). Święty Tomasz z Akwinu. Jego zapatrywania socjalne i ekonomiczne. *Annales. Etyka w życiu gospodarczym*, (8).
- Zeliaś, A., Pawełek, B., Wanat, S. (2003). *Prognozowanie ekonomiczne*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

**Summary.** *The article presents the results of the research attempting to make a statistical analysis of subjective perception of wages and salaries as the main component of household income, using a specific econometric modelling. It was examined whether certain socio-demographic determinants could be identified and, if so, to what extent they could influence the subjective sense of satisfaction with wage and salaries. The research was conducted on the basis of data collected using a survey method in 2015 for a random sample of households in Podkarpackie voivodship, where wages and salaries are among the lowest in the country. The binomial models used to explain the qualitative variable depending on the level of exogenous variables (qualitative and quantitative) were compared.*

*Logit and probit regression models made it possible to determine the probability of success as a chance of a positive response, i.e. (in relation to the scope of the research) a state of satisfaction with obtained wages and salaries.*

**Keywords:** theory of wages, wages and salaries, household, logit model.

Jacek STROJNY

## Produkcja rolna w Polsce a eksport rolno-spożywczy

**Streszczenie.** *Opracowanie ma na celu identyfikację dynamicznej przyczynowości zachodzącej pomiędzy wielkością produkcji rolnej w Polsce a eksportem towarów rolno-spożywczych. Identyfikacja wielkości i kierunku wpływu wskazanych zmiennych może posłużyć do kształtowania polityki gospodarczej. Badanie obejmuje lata 1991—2013 i opiera się na danych FAO; zastosowano w nim metodologię VAR (wektorowej autoregresji). Dokonano m.in. analizy funkcji odpowiedzi na impuls oraz dekompozycji wariancji błędów prognoz zmiennych modelu VAR.*

*Wyniki badania wskazują, z jednej strony, że produkcja rolna w Polsce jest kształtowana zarówno przez opóźnienia własne, jak i opóźnienia eksportu. Z drugiej strony, eksport rolno-spożywczy pozostaje głównie pod wpływem własnej tendencji rozwojowej. Oznacza to, że w modelu VAR eksport należy postrzegać jako czynnik priorytetowy („bardziej egzogeniczny”).*

**Słowa kluczowe:** model VAR, kointegracja, produkcja rolna, eksport rolno-spożywczy.

**JEL:** C32, C39, N50, Q17

---

Międzynarodowa wymiana ekonomiczna istotnie wpływa na gospodarkę każdego kraju (Johnson, 2013). Chen (2009) podaje, że związki handlu zagranicznego ze wzrostem gospodarczym były przedmiotem zainteresowania ekonomistów od pojawienia się pierwszych analiz w tym zakresie. Współczesna literatura przedmiotu wskazuje na eksport jako jeden z kluczowych bezpośrednich czynników przyspieszających wzrost gospodarczy. Tym niemniej przytaczane są również liczne przykłady związków między eksportem i wzrostem gospodarczym niemających odpowiedniego uzasadnienia teoretycznego bądź dostatecznego udokumentowania empirycznego. Potencjalnie bardziej dalekosiężne skutki dla gospodarki ma pośrednie oddziaływanie na nią eksportu. Ekonomisci podkreślają jego wpływ na zwiększenie inwestycji w gospodarce oraz pozytywne efekty związane ze wzrostem wydajności pracy.

Wśród przedsiębiorstw eksportujących można obserwować długookresowe efekty postępu technicznego, rozprzestrzeniające się stopniowo na całą gospo-

darę. Przedsiębiorstwa, które do pewnego stadium rozwoju działają wyłącznie na rynkach krajowych, a zamierzają zdyskontować efekty zwiększania skali produkcji, muszą wyjść poza ograniczony rynek krajowy. De Melo i Robinson (1990) zauważają, że udział w handlu międzynarodowym (oprócz korzyści skali) daje dodatkowe pozytywne efekty zewnętrzne, takie jak realokacja zasobów i różnego rodzaju efekty uczenia się. Ugruntowała się nawet hipoteza zakładająca możliwość stymulacji wzrostu gospodarczego poprzez eksport. Wiąże ona politykę gospodarczą polegającą na pobudzaniu eksportu z jej pozytywnym wpływem na przyspieszenie tempa wzrostu gospodarczego. W koncepcji wzrostu stymulowanego przez eksport postrzega się tego rodzaju politykę gospodarczą jako czynnik przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego — oprócz czynników uznanych za tradycyjne mechanizmy wzrostu, takich jak kapitał, siła robocza czy zasoby.

Dla oceny wpływu handlu międzynarodowego na rozwój gospodarczy szczególnie ważne są tendencje długookresowe (van den Berg i Lewer, 2007). Programy wzrostu gospodarczego opierającego się na eksporcie sięgają XIX wieku. Model wzrostu zakładający rozwój wybranych działów gospodarki poprzez eksport skutecznie realizowano w wielu krajach. W sprzyjających warunkach rozwój działalności eksportowej pobudza całą gospodarkę (Balassa, 1978). Ujęcie tych zależności w formie modelowej nie jest proste i bywa, że przynosi wieloznaczne wyniki. Gurgul i Lach (2010) w poszukiwaniu czynników wzrostu polskiej gospodarki uzyskali pozytywny wynik testów przyczynowości zachodzącej między tempem wzrostu PKB i tempem wzrostu eksportu. Carlin, Glyn i van Reenen (1997) oceniają, że współzależności między zmianami produkcji i ich efektem na rynku międzynarodowym można dopatrywać się jedynie w długim okresie. Tych konkluzji nie potwierdzają jednak Meeusen i Rayp (2000).

Tradycyjne teorie handlu dotyczyły poziomu kraju, stąd większość prób oceny wpływu międzynarodowej wymiany handlowej na gospodarkę ma charakter makroekonomiczny. Nowe nurty są nakierowane na mikroekonomiczne źródła wymiany międzynarodowej. Strategie dynamizacji gospodarki oparte na rozwoju eksportu prowadzą do implikacji efektów krótko- i długookresowych. Praktyka wskazuje, że bodźce krótkookresowe dla działalności eksportowej szybko wygasają bez interwencji państwa (Wziętek-Kubiak, 1994). Długookresowo proeksportowa koncepcja rozwoju przyczynia się do poprawy struktury alokacji czynników produkcji w poszczególnych działach gospodarki (Agarwala, 1983). Wdrożenie strategii rozwoju dynamizowanej eksportem jest warunkowane osiągnięciem przez działalność eksportową dostatecznego poziomu konkurencyjności międzynarodowej. Łączy się to z selektywnością polityki przemysłowej (wsparcie działalności eksportowej) i prowadzi do przekształcenia struktury gospodarki. Współcześnie jednak można obserwować szereg kontrowersji wokół polityki przemysłowej — jej koncepcji, znaczenia i funkcji.

W krajach rozwiniętych produkty spożywcze charakteryzują się niską elastycznością dochodową popytu, co ogranicza stymulacyjny efekt rozwoju rynku dla produkcji. Helpman i Krugman (1985) wskazują na eksport jako sposób pokonania ograniczeń rynku wewnętrznego. Dowodzą także, że wzrostowi gospodarczemu towarzyszy zwiększenie dynamiki eksportu. Zwiększanie eksportu żywności i innych towarów pochodzenia rolniczego otwiera przed krajowymi producentami możliwości rozwijania produkcji (Xiao i Reed, 2007); z tego powodu rosnący od kilku lat polski eksport postrzegany jest jako czynnik rozwoju krajowej gospodarki rolno-spożywczej. Niemniej jednak stopniowa utrata przewagi

konkurencyjnej polskich producentów wiąże się z koniecznością poszukiwania nowych rynków zbytu celem podtrzymania wzrostu gospodarki rolno-spożywczej (Herzer i Nowak-Lehmann, 2006). W żadnych analizach tendencji rozwojowych rolnictwa nie można ignorować zagadnienia regulacji i wsparcia tego działu gospodarki przez politykę publiczną. Nieraz już doprowadzało to bowiem do strukturalnej nierównowagi w międzynarodowym obrocie produktami rolnymi (Morley i Morgan, 2008).

Celem opracowania jest próba identyfikacji kierunku przyczynowości zachodzącej między poziomem eksportu produktów rolno-spożywczych<sup>1</sup> a wartością produkcji rolnej w Polsce. Do weryfikacji hipotezy o ich wzajemnym oddziaływaniu wykorzystano metody analizy szeregów czasowych, w szczególności metodologię wektorowej autoregresji (VAR). Charakterystykę metodologii VAR wraz z jej zastosowaniem do analizy problemów ekonomicznych można znaleźć m.in. w pracach: Bernanke (1986), Blancharda i Watsona (1986), Charemzy i Deadmana (1992) oraz Endersa (1995). Omawiane tu badanie oparto na danych dotyczących produkcji rolnej w Polsce oraz eksportu i importu rolno-spożywczego w ujęciu wartościowym, uzyskanych z bazy statystycznej FAO. Dane źródłowe mają charakter roczny, a analiza obejmuje lata 1991—2013. Na podstawie powyższych informacji oszacowano wartość eksportu netto. W modelu VAR wykorzystano także zmienną zero-jedynkową ( $K_{2008}$ ), która przyjmowała wartość 1 wyłącznie w roku 2008, kiedy obserwowano szczególnie silne efekty wpływu kryzysu finansowego na wielkość międzynarodowej wymiany handlowej. Wprowadzenie zmiennej  $K_{2008}$  pozwoliło dokonać korekty uwzględniającej skutki międzynarodowego kryzysu finansowego — wyeliminowanie wpływu tego incydentalnego zjawiska na trend badanych procesów.

### METODA BADAWCZA

Nie ulega wątpliwości, że modelowanie relacji długookresowych ma w ekonomii duże znaczenie, szczególnie w odniesieniu do problemów makroekonomicznych. Wersje długookresowe modeli ekonomicznych odpowiadają stanowi stacjonarnemu (Granger, 1991; McAdam, 1998). Do zaprezentowania stanu równowagi długookresowej można wykorzystać równanie relacji kointegracyjnej.

Kointegrację ocenia się zwykle za pomocą testu Engle'a-Grangera (Engle i Granger, 1987) lub metody Johansena (1988). Z uwagi na to, że podejście Engle'a-Grangera stało się przedmiotem krytyki (Kusideł, 2000), a jego słabości udało się przezwyciężyć w metodzie Johansena, powszechną akceptację zyskuje ta druga. Do badania kointegracji wykorzystuje się tu modele VAR. Model o charakterze wielorównaniowym w formie zwartej można zapisać w postaci wyrażenia:

$$x_t = A_0 d_t + \sum_{i=1}^k A_i x_{t-i} + \xi_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

<sup>1</sup> Określenia „eksport” oraz „import” używane w dalszej części opracowania odnoszą się wyłącznie do towarów pochodzenia rolniczego, nie do całości międzynarodowej wymiany handlowej.

gdzie:

$x_t$  — wektor obserwacji  $n$  zmiennych modelu  $x_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}]'$ ,

$d_t$  — wektor deterministycznych składników równań (wyraz wolny, zmienna czasowa itp.),

$A_0$  — macierz parametrów zmiennych wektora  $d_t$ ,

$A_i$  — macierze parametrów opóźnionych zmiennych wektora  $x_t$  (nie zawierają elementów zerowych),

$\xi_t$  — wektory stacjonarnych zakłóceń losowych:  $\xi_t = [\xi_{1t}, \xi_{2t}, \dots, \xi_{nt}]'$ .

W celu zastosowania modelu VAR do badania kointegracji konieczne jest przekształcenie go do modelu korekty błędem (VECM) o postaci (Johansen, 1995):

$$\Delta x_t = \Psi_0 d_t + \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie:

$$\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I,$$

$\Psi$  — macierz parametrów zmiennych wektora,

$$\Pi_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j.$$

W procedurze Johansena można, bazując na równaniu (2), wykorzystać do badania kointegracji rząd macierzy  $\Pi$ , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegrujących.

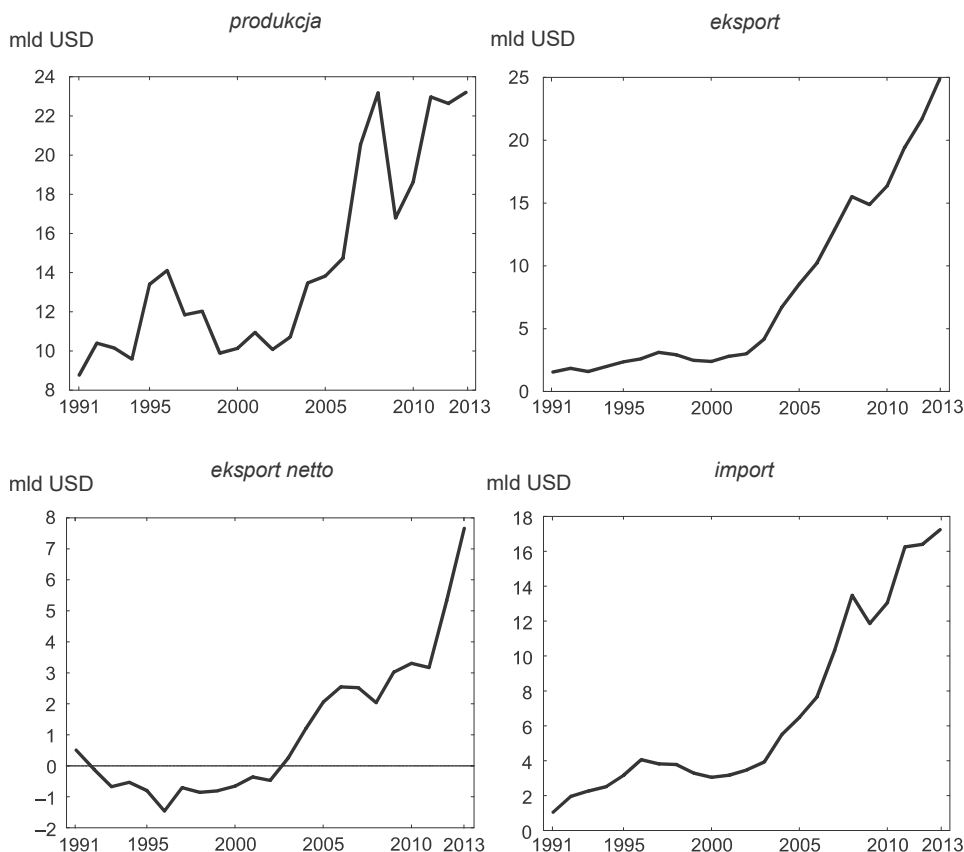
Modele VAR należy tworzyć na podstawie zmiennych stacjonarnych. Box i Jenkins (1970) definiują stacjonarność szeregu czasowego jako stan równowagi statycznej. W ocenie założenia stacjonarności odwołano się do hipotezy pierwiastków jednostkowych. Badanie przeprowadzono za pomocą testu Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina (KPSS) (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin, 1992), a rezultat weryfikowano testem o przeciwnej hipotezie zerowej, z zastosowaniem rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF).

#### **HANDEL ZAGRANICZNY TOWARAMI ROLNO-SPOŻYWCZYMI A WARTOŚĆ PRODUKCJI ROLNEJ W POLSCE**

W badaniu relacji między wielkością produkcji rolnej w Polsce a eksportem produktów rolno-spożywczych wykorzystano 23 obserwacje (lata 1991—2013). Kształtowanie się zmiennych opisujących te relacje przedstawiono na wyk. 1. W 1991 r. wśród rozpatrywanych zmiennych najwyższą wartość przyjmowała produkcja rolna (oznaczona jako *produkcja* lub *p*). Eksport rolno-spożywczy (*eks-*

*port* lub *e*) stanowił jedynie 18% wartości produkcji. Porównywalny rozmiar osiągał import rolno-spożywczy (*import* lub *i*). Rok 1991 jako jedyny w okresie do 2002 r. charakteryzował się nadwyżką w handlu zagranicznym towarami rolno-spożywczymi. W kolejnych latach, wobec szybko rosnącego eksportu, notowano wyłącznie dodatnie wartości eksportu netto (*eksport netto* lub *n*). W okresie badania eksport i import cechowały się podobną dynamiką. Eksport wzrósł 16 razy. W tym samym czasie produkcja rolna zwiększyła się o 264%. Źródłem dynamiki eksportu nie należy zatem upatrywać wyłącznie we wzroście krajowej produkcji rolnej, lecz także w szybko rosnącym imporcie. Mimo 16,5-krotnego zwiększenia się importu w latach 1991—2013 w kategoriach bezwzględnych przyrost eksportu był wyższy.

**Wykr. 1. ZMIENNE OPISUJĄCE ZWIĄZKI PRODUKCJI ROLNEJ Z OTOCZENIEM MIĘDZYNARODOWYM**



Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na specyfikę opisu modelowego kluczowego znaczenia nabiera ustalenie charakteru procesów generujących poszczególne zmienne. Analiza wizualna dokonana na podstawie wykresów nie może być rozstrzygająca, nie-

mniej jednak dostarcza wartościowych sugestii. W przebiegu zmiennej *produkcja* na pierwszy plan wysuwają się nieregularności, co — wzięwszy pod uwagę znamiona tendencji rozwojowej — prowadzi do wniosku, że mamy do czynienia z procesem stochastycznym z dryftem. Relatywnie wysoki stopień regularności kształtowania się tendencji rozwojowej zmiennej *eksport* sugeruje jej wyprowadzenie z trendu deterministycznego. Podobny charakter zdaje się mieć zmienna *import*. Wobec niejednoznacznego przebiegu zmiennej *eksport netto* nie jest możliwe sformułowanie wiążącej opinii o charakterze generującego ją procesu.

Analiza szeregów czasowych prowadzi do wniosku o ich niestacjonarności. Tym niemniej to wstępne spostrzeżenie wymaga weryfikacji formalnej. Badanie stacjonarności przeprowadzono z zastosowaniem testu KPSS. Hipoteza zerowa zakłada, że badany proces jest stacjonarny; oszacowania statystyki testowej przekraczające wartości krytyczne prowadzą do jej odrzucenia. Wyniki weryfikacji założenia stacjonarności na podstawie testu KPSS przedstawiono w tabl. 1. Zwyczajowo stopień zintegrowania zmiennych podlega równolegle krytycznej ocenie testem o hipotezie odwrotnej; w omawianym badaniu użyto rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF). Jego hipoteza zerowa zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego, co oznacza zintegrowanie badanego procesu (w tym przypadku — w stopniu pierwszym  $I(1)$ ). Testowania stopnia integracji zmiennych dokonano w dwóch wariantach: dla procedury z wyrazem wolnym oraz z wyrazem wolnym i trendem liniowym (tabl. 1).

**TABL. 1. WYNIKI TESTÓW STACJONARNOŚCI**

Zmienne a — test z wyrazem wolnym b — test z wyrazem wolnym i trendem liniowym c — test bez trendu deterministycznego d — test z trendem deterministycznym	Poziom zmiennych		Pierwsze różnice	
	statystyka testu	<i>p-value</i>	statystyka testu	<i>p-value</i>

**Na podstawie rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF)<sup>1</sup>**

<i>produkcja</i> .....	a	-0,7898	0,8023	-5,5472	< 0,0000
	b	-2,1501	0,4918	-5,7345	< 0,0000
<i>eksport</i> .....	a	3,9105	> 0,1000	-1,9104	0,3214
	b	0,1735	0,9960	-3,5539	0,0592
<i>eksport netto</i> .....	a	2,5356	0,9999	-2,1397	0,2323
	b	-0,3396	0,9835	-3,0639	0,1150
<i>import</i> .....	a	0,9633	0,9944	-4,0136	0,0061
	b	-0,9599	0,9296	-4,3721	0,0023

**Na podstawie testu KPSS<sup>2</sup>**

<i>produkcja</i> .....	c	0,9546	< 0,0100	0,0823	> 0,1000
	d	0,2029	0,0130	0,0468	> 0,1000
<i>eksport</i> .....	c	1,0763	< 0,0100	0,8441	< 0,0100
	d	0,3044	< 0,0100	0,0759	> 0,1000
<i>eksport netto</i> .....	c	1,0022	< 0,0100	0,6306	0,0220
	d	0,2500	< 0,0100	0,0682	> 0,1000
<i>import</i> .....	c	1,0651	< 0,0100	0,3724	0,0920
	d	0,2836	< 0,0100	0,0739	> 0,1000

1, 2 Hipoteza zerowa: 1 — występuje pierwiastek jednostkowy; proces  $I(1)$ , 2 — szereg czasowy jest stacjonarny.

Źródło: opracowanie własne.



Wyniki obu procedur testowania stopnia integracji zmiennych prowadzą do analogicznych konkluzji, z wyjątkiem rozstrzygnięcia odnośnie do *eksportu netto* (zmiennej tej jednak nie uwzględniono w modelu VAR w kolejnych etapach postępowania). W przypadku oryginalnych postaci zmiennych hipotezy o ich stacjonarności zostały zakwestionowane. Jedynie w odniesieniu do eksportu wprowadzenie tendencji rozwojowej do badanej relacji prowadzi do konkluzji o trendostacjonarności zmiennej. Przekształcenie surowych danych przez różnicowanie czyni zadość warunkowi stacjonarności (z wyjątkiem *eksportu netto* — test ADF). W wyniku oceny różnych konfiguracji projektowanego systemu wektorowej autoregresji zmienną *eksport netto* włączono do modelu jako komponent deterministyczny, z uwagi na jego wartość informacyjną.

Do identyfikacji charakteru współzależności między zmiennymi opisującymi relacje produkcji polskiego rolnictwa z handlem zagranicznym towarami pochodzenia rolniczego zastosowano metodę Johansena. Po rozważeniu różnych konfiguracji za najbardziej znaczącą uznano kombinację zmiennych *produkcja* oraz *eksport*. Jako składniki deterministyczne wyznaczono trend (nieograniczony) oraz wyraz wolny (−366,204). Wyniki oceny rzędu macierzy  $\Pi$  przedstawiono w tabl. 2.

**TABL. 2. BADANIE KOINTEGRACJI PRODUKCJI ROLNEJ ( $p$ ) ORAZ EKSPORTU PRODUKTÓW ROLNO-SPOŻYWCZYCH ( $e$ ) ZA POMOCĄ TESTU JOHANSENA**

Rząd macierzy	Wartość własna	Statystyka testowa			
		$\lambda_{trace}$	$p$ -value	$\lambda_{max}$	$p$ -value
0 .....	0,3955	11,7010	0,3379	11,0760	0,3113
1 .....	0,0280	0,6254	0,4290	0,6254	0,4290

Źródło: jak przy wyk. 1.

Wartości statystyki testowej  $\lambda_{trace} = 11,7010$  ( $p = 0,3379$ ) oraz  $\lambda_{max} = 1,0760$  ( $p = 0,3113$ ) wskazują na zerowy rząd macierzy  $\Pi$ . Wobec malejącego uszeregowania elementów macierzy  $\Pi$  oznacza to niewystępowanie niezależnych wektorów kointegrujących. Zerowy rząd macierzy  $\Pi$  w teście Johansena jest równocześnie rekomendacją oparcia dalszego badania na modelu VAR dla przyrostów zmiennych o postaci równania (1).

Koncepcja tego modelu na etapie testu kointegracji wymaga ustalenia optymalnego rzędu opóźnienia. Przyjęto potencjalnie najdłuższe opóźnienie  $k = 2$  i dokonano odpowiednich obliczeń (tabl. 3) w celu wskazania optymalnego kształtu modelu.

**TABL. 3. SZACOWANIE RZĘDU OPÓŹNIENIA MODELU VAR**

Opóźnienie	loglik	$p(LR)$	AIC	BIC	HQC
1 .....	−337,230	x	34,523	34,921	34,600
2 .....	−330,747	0,011	34,274 <sup>a</sup>	34,872 <sup>a</sup>	34,391 <sup>a</sup>

a — najlepsza (minimalna) wartość dla poszczególnych kryteriów informacyjnych.

U w a g a. *loglik* — iloraz wiarygodności *LR*,  $p(LR)$  — poziom istotności dla statystyki *LR*, *AIC* — kryterium Akaikego, *BIC* — bayesowskie kryterium Schwarza, *HQC* — kryterium Hannana-Quinna.

Źródło: jak przy wyk. 1.

Wszystkie uwzględnione kryteria informacyjne sugerują wybór  $k = 2$  jako rzędu opóźnienia. Próby stworzenia modelu opartego na drugim rzędzie opóźnienia wpłynęły na pogorszenie jego własności. Dodatkowo, test ilorazu wiarygodności modelu VAR jako całości, weryfikujący hipotezę zerową, że najdłuższe opóźnienie wynosi 1 (wobec hipotezy alternatywnej, że najdłuższe opóźnienie wynosi 2), nie potwierdził jednoznacznie tezy o drugim rzędzie opóźnienia ( $k = 2$ ) modelu wobec wartości statystyki testowej chi-kwadrat (4) = 8,9587 ( $p = 0,0621$ ).

Z powyższych przyczyn, z empirycznie dobranym pierwszym rzędem opóźnienia ( $k = 1$ ), oszacowano parametry dwóch równań VAR o postaci (1), gdzie:  $x_t = [\Delta p, \Delta e]$ ,  $D_t = [const, \Delta n, Kr]$ . Parametry modelu dla równań zmiennych  $\Delta p$  i  $\Delta e$  przedstawia tabl. 4.

**TABL. 4. OSZACOWANIA PARAMETRÓW RÓWNAŃ MODELU VAR**

Zmienne	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i> -Studenta	<i>p-value</i>
<b>Równanie zmiennej <math>\Delta p</math></b>				
<i>const</i> .....	185,9680	424,4610	0,4381	0,6672
$\Delta p_1$ .....	-0,5252	0,2123	-2,4731	0,0250
$\Delta e_1$ .....	1,9392	0,6538	2,9661	0,0091
$\Delta n$ .....	-1,8474	0,6219	-2,9704	0,0090
<i>K</i> 2008 .....	-8583,0800	710,1340	-12,0866	0,0000
<b>Równanie zmiennej <math>\Delta e</math></b>				
<i>const</i> .....	331,5850	154,8770	2,1410	0,0480
$\Delta p_1$ .....	-0,1688	0,1147	-1,4719	0,1605
$\Delta e_1$ .....	1,0740	0,2683	4,0027	0,0010
$\Delta n$ .....	0,0253	0,3082	0,0823	0,9355
<i>K</i> 2008 .....	-3429,6200	347,2320	-9,8770	0,0000

Źródło: jak przy wyk. 1.

Ocenę strony formalnej modelu umożliwiają wartości statystyki zamieszczone w tabl. 5. Test portmanteau, wobec nieodrzućenia hipotezy o niewystępowaniu autokorelacji reszt w modelu VAR, wskazuje na ogólną poprawność modelu. Do podobnego wniosku prowadzi wynik testu autokorelacji reszt Ljung-Boxa poprzez konkluzję o niezależności przyrostów w modelu VAR. Test Doornika-Hansena nie wskazuje na naruszenie założenia normalności rozkładu reszt modelu. Uprawnione jest zatem twierdzenie o spełnieniu przesłanek warunkujących estymację modeli dla danych o charakterze szeregów czasowych. Rezultat testu CUSUM nie daje podstaw do kwestionowania hipotezy o stabilności parametrów obu równań w czasie. Ze względu na wysokie wartości współczynnika determinacji (w przypadku tego typu modeli) zakres wyjaśnianej zmienności należy uznać za wysoce korzystny.

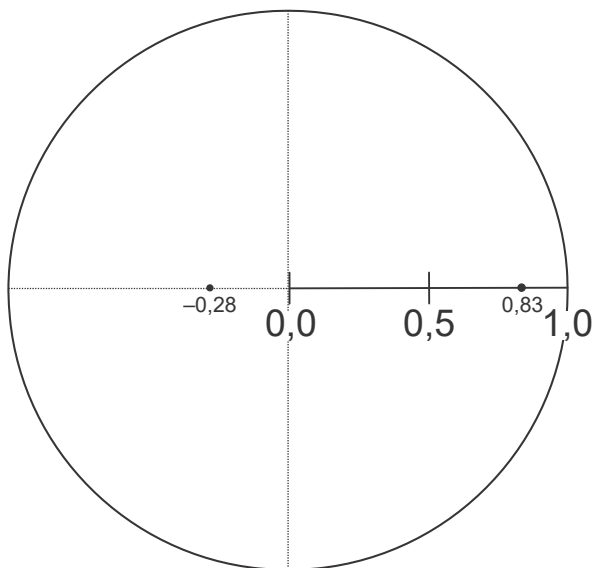
TABL. 5. OCENA POPRAWNOŚCI MODELU VAR

Test i jego hipoteza zerowa	Wartość statystyki	<i>p-value</i>
Portmanteau: w modelu VAR nie występuje autokorelacja reszt dowolnego rzędu (budowa modelu jest poprawna)	$LB(3) = 18,5450$	0,2930
Autokorelacji reszt Ljung-Boxa: autokorelacja rzędu $k = 1$ jest nieistotna (przyrosty są niezależne) — równania zmiennych: $\Delta p$ .....	$Q' = 0,0367$	0,8480
$\Delta e$ .....	$Q' = 0,0180$	0,8930
$\Delta e$ .....	$Q' = 0,0180$	0,8930
Normalności reszt Doornika-Hansena: reszty mają wielowymiarowy rozkład normalny .....	$\chi^2(4) = 4,3756$	0,3575
Efektu ARCH: niestała wariancja składnika losowego nie występuje — równania zmiennych: $\Delta p$ .....	$LM = 0,1913$	0,6617
$\Delta e$ .....	$LM = 0,0073$	0,9314
CUSUM: stabilność parametrów modelu — równania zmiennych: $\Delta p$ .....	$t(15) = -0,3144$	0,7575
$\Delta e$ .....	$t(15) = 0,2923$	0,7741
Współczynnik determinacji: $\Delta p$ .....	$R^2 = 0,6489$	
$\Delta e$ .....	$R^2 = 0,6960$	

Źródło: jak przy wykr. 1.

Uzyskane rozwiązanie jest rozwiązaniem szczególnym modelu VAR, a elementy wektora  $x_t$  są zbieżne. Świadczą o tym pierwiastki równania charakterystycznego leżące wewnątrz koła jednostkowego (wykr. 2).

Wykr. 2. PIERWIASTKI RÓWNANIA CHARAKTERYSTYCZNEGO VAR



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wartość skorelowania zmiennych z macierzy wariancji i kowariancji dla reszt poszczególnych równań (0,732) potwierdza tezę o zasadności podejmowania wysiłków celem formalizacji opisu w postaci modelu. System równań VAR zbudowany dla badanej relacji umożliwia testowanie następujących hipotez:

- równanie zmiennej  $\Delta p$ :  $\Delta e \rightarrow \Delta p$  — przyrosty eksportu nie są przyczyną przyrostów produkcji;
- równanie zmiennej  $\Delta e$ :  $\Delta p \rightarrow \Delta e$  — przyrosty produkcji nie są przyczyną przyrostów eksportu.

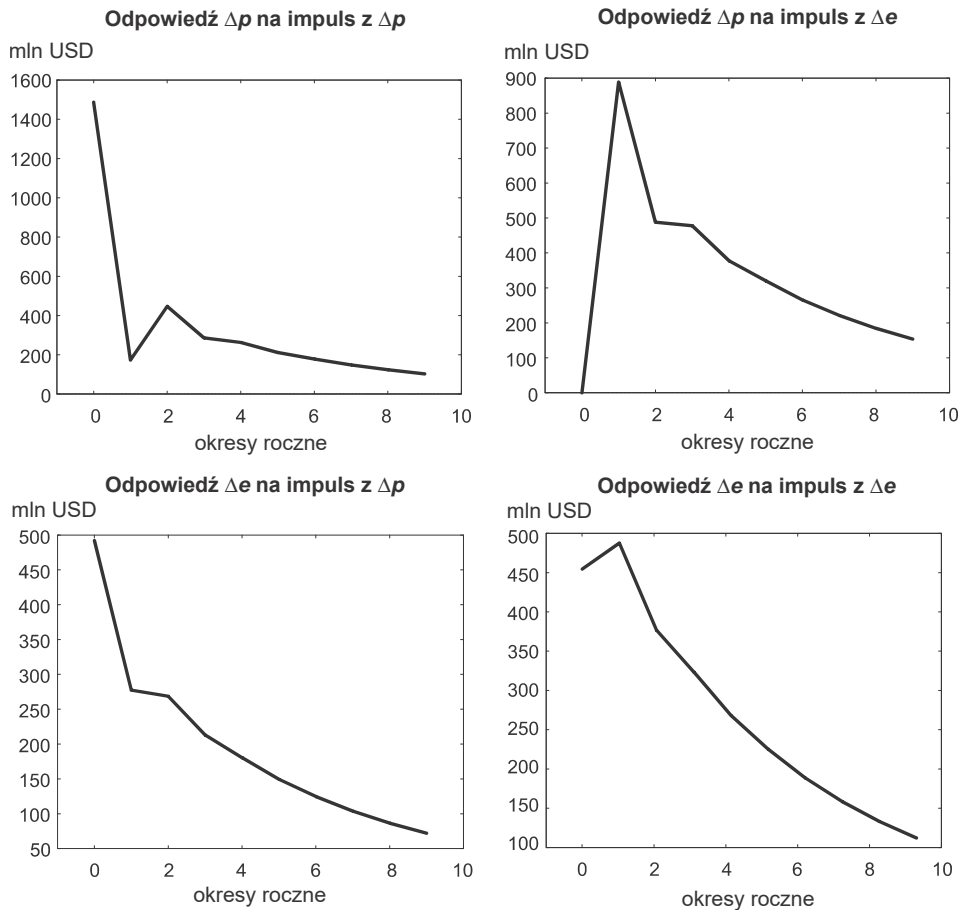
W równaniu zmiennej  $\Delta p$  test  $F$  dla hipotezy o braku restrykcji pozytywnie weryfikuje tezę o wpływie opóźnień na wartości bieżące zmiennej zależnej zarówno zmiennej  $\Delta p$  ( $F(1, 16)=6,1161$ ,  $p=0,0250$ ), jak i zmiennej  $\Delta e$  ( $F(1, 16)=8,7975$ ,  $p=0,0091$ ). W równaniu występują także dwie wysoce istotne statystycznie zmienne egzogeniczne: przyrosty eksportu netto ( $\Delta n$ ) i  $K2008$ , która wprowadza korektę uwzględniającą następstwa światowego kryzysu finansowego. W równaniu opisującym przyrosty eksportu ( $\Delta e$ ) test  $F$  dla hipotezy o braku restrykcji skutkuje odrzuceniem hipotezy o kształtowaniu modelowanej zmiennej przez opóźnienia  $\Delta p$  ( $F(1, 16)=2,1664$ ,  $p=0,1605$ ).

W równaniu zmiennej  $\Delta e$  test przyczynowości dowodzi natomiast istotności opóźnień zmiennej zależnej dla jej aktualnych wartości ( $F(1, 16)=16,022$ ,  $p=0,0010$ ), co skutkuje wnioskiem o kształtowaniu eksportu głównie przez własną tendencję rozwojową. W równaniu tym występują te same zmienne egzogeniczne, co w równaniu ( $\Delta p$ ), przy czym zmienna  $\Delta n$  nie jest istotna statystycznie. W kontekście analizy przyczynowości zmienną priorytetową w modelu VAR zdają się być przyrosty eksportu ( $\Delta e$ ), co można zapisać jako:  $\Delta e \rightarrow \Delta p$ . Ten kierunek relacji wspiera tezę o stymulacyjnej roli eksportu rolno-spożywczego na wielkość produkcji rolnej w Polsce.

Ocenę wpływu na model VAR impulsów wywodzonych z jego zmiennych umożliwia funkcja odpowiedzi na impuls ( $IRF$ ). Funkcję taką oszacowano dla kolejnych dziesięciu okresów rocznych po wystąpieniu w zmiennych impulsu równego jednemu odchyleniu standardowemu ze strony zaburzeń  $\xi_{lp}$ ,  $\xi_{le}$ . Wartości funkcji  $IRF$  przedstawiono na wyk. 3, ukazując sposób reakcji modelu na wystąpienie impulsu z jego składowej oraz tryb powrotu do stanu równowagi długookresowej.

Jak stwierdzono wcześniej, model VAR charakteryzuje się zbieżnością i stabilnością, niemniej jednak w okresie prognozy funkcja  $IRF$  nie osiąga całkowitej zbieżności. Taki kształt relacji należy zinterpretować w kategoriach długiego okresu oddziaływania zmian w poszczególnych zmiennych modelu. Impulsy wywodzone z obu zmiennych są podtrzymywane przez cały okres prognozy, niemniej jednak efekty zaburzenia osiągają najwyższe wartości w pierwszym i drugim roku, po czym stopniowo zanikają. Efekty poszczególnych źródeł impulsu się różnią. Reakcja systemu na impuls z eksportu narasta w pierwszym roku oraz jest podtrzymywana w stosunkowo dużej wartości w roku drugim. W kolejnych okresach model stopniowo zmierza do stanu równowagi. Odpowiedź modelu na impuls z produkcji jest maksymalna w pierwszym roku i szybko wygasa. W drugim roku rozpoczyna się proces stopniowego powrotu systemu do stanu równowagi. Efekt zaburzenia w zmiennych jest silniejszy w produkcji niż w eksporcie.

Wykr. 3. FUNKCJA ODPOWIEDZI NA IMPULS W MODELU VAR



Źródło: jak przy wykr. 1.

Rozszerzeniem badania przyczynowości zachodzącej między zmiennymi modelu VAR jest analiza dekompozycji wariancji. W tabl. 6 przedstawiono rezultaty dekompozycji prognoz składowych dla obu porządków zmiennych, ponieważ kolejność równań w modelu może wpłynąć na wyniki przez nadanie priorytetu zmiennym. Z uwagi na cel badania najbardziej interesujący jest udział zmiennych w ostatnim okresie prognozy. Stabilizacja udziału dokonuje się szybciej w przypadku priorytetu zmiennej  $\Delta e$ . Po pełnej stabilizacji w ostatnim roku prognozy najwyższy udział w poszczególnych równaniach mają zmienne objaśniane w danym równaniu. Dodatkowo zmiana porządku zmiennych wywiera znaczny wpływ na wyniki dekompozycji. Uogólniając je, można konkludować, że silniejszy wpływ na model wywiera zmienna  $\Delta e$ . Ponadto, wobec wpływu priorytetu zmiennych na reakcję modelu, do ostatecznego wniosku należy wykorzystać dane z tabl. 7, która — na podstawie obu porządków zmiennych —

przedstawia minimalne, maksymalne oraz uśrednione wartości udziałów w analizie dekompozycji dla ostatniego okresu prognozy.

**TABL. 6. DEKOMPOZYCJA WARIANCJI BŁĘDÓW PROGNOZ ZMIENNYCH MODELU VAR**

Okresy roczne	Równania zmiennych					
	$\Delta p$			$\Delta e$		
	błąd standardowy	udział wariacji zmiennej w %		błąd standardowy	udział wariacji zmiennej w %	
		$\Delta p$	$\Delta e$		$\Delta p$	$\Delta e$

**Porządek zmiennych:  $\Delta p, \Delta e$**

1 .....	1486,74	100,00	0,00	672,40	53,54	46,46
2 .....	1740,79	73,93	26,07	878,29	41,36	58,64
3 .....	1862,27	70,36	29,64	993,46	39,64	60,36
4 .....	1943,85	66,75	33,25	1066,56	38,38	61,62
5 .....	1997,61	64,94	35,06	1114,35	37,79	62,21
6 .....	2034,24	63,71	36,29	1146,36	37,41	62,59
7 .....	2059,24	62,92	37,08	1168,05	37,17	62,83
8 .....	2076,41	62,39	37,61	1182,86	37,02	62,98
9 .....	2088,24	62,04	37,96	1193,03	36,92	63,08
10 .....	2096,41	61,80	38,20	1200,04	36,85	63,15

**Porządek zmiennych:  $\Delta e, \Delta p$**

1 .....	672,40	100,00	0,00	1486,74	53,54	46,46
2 .....	878,29	96,20	3,80	1740,79	56,76	43,24
3 .....	993,46	96,14	3,86	1862,27	62,14	37,86
4 .....	1066,56	95,91	4,10	1943,85	64,62	35,38
5 .....	1114,35	95,82	4,18	1997,61	66,26	33,74
6 .....	1146,36	95,76	4,24	2034,24	67,27	32,73
7 .....	1168,05	95,73	4,27	2059,24	67,94	32,06
8 .....	1182,86	95,70	4,30	2076,41	68,38	31,62
9 .....	1193,03	95,69	4,31	2088,24	68,68	31,32
10 .....	1200,04	95,68	4,32	2096,41	68,88	31,12

Źródło: jak przy wyk. 1.

**TABL. 7. MINIMALNE, MAKSYMALNE I ŚREDNIE WARTOŚCI DEKOMPOZYCJI BŁĘDÓW PROGNOZ ZMIENNYCH MODELU VAR**

Równania zmiennych	Udział zmiennych					
	$p$			$e$		
	$min$	$max$	$\bar{x}$	$min$	$max$	$\bar{x}$
$\Delta p$ .....	31,12	61,79	46,46	38,20	68,87	53,54
$\Delta e$ .....	4,32	36,84	20,58	63,15	95,67	79,41

Źródło: jak przy wyk. 1.

Na podstawie wartości średnich udziału zmiennych można wyprowadzić wniosek o „większej egzogeniczności” zmiennej  $\Delta e$  (wobec jej większego wkładu w przypadku obu równań). Konkluzja ta jest zbieżna z wynikami testów przyczynowości.

## Podsumowanie

Model wektorowej autoregresji można zdefiniować poprzez odwołanie się do ogólnej postaci modelu autoregresyjnego z rozkładem opóźnień, który dopuszcza wiele zmiennych endogenicznych. Powiązania między równaniami VAR znajdują odzwierciedlenie w zależnościach pomiędzy składnikami losowymi równań. Prosta budowa modelu nie powoduje konieczności dociekania charakteru ekonomicznej struktury powiązań między zmiennymi, jednak oparcie metodologii VAR we wczesnym stadium jej rozwoju na własnościach statystycznych modelu stało się podstawą krytyki (zarzut ateoretyczności). Na składowe modelu zwykle nie nakłada się restrykcji zerowych celem uniknięcia błędów specyfikacji, które mogą prowadzić do pominięcia istotnych informacji. Metodologia VAR jest ukierunkowana na wyłowienie istotnych współzależności pomiędzy zmiennymi. Rozszerzenie w klasycznej formie ateoretycznego modelu VAR o zmienne egzogeniczne jest niekwestionowanym nawrotem ku idei modeli strukturalnych. Strukturalizacja VAR poszerza możliwości interpretacji ekonomicznej zarówno każdej ze składowych, jak i oceny kompleksowej. Ewolucja modeli VAR sprawiła, że można je wykorzystać do reprezentacji teorii ekonomicznej. Dzięki temu stały się one alternatywą dla klasycznych modeli strukturalnych, wyrafinowanym narzędziem analizy polityki ekonomicznej.

Badanie kierunku przyczynowości zachodzącej między wielkością produkcji polskiego rolnictwa a eksportem towarów rolno-spożywczych wykazało występowanie znaczących efektów. Zastosowanie w przypadku danych o charakterze szeregów czasowych wielorównaniowej metodologii — wektorowej autoregresji — pozwoliło nie tylko na skwantyfikowanie siły oddziaływania zmiennych, lecz także umożliwiło testowanie hipotez dotyczących przyczynowości we wzajemnych relacjach. Test przyczynowości wykazał, że produkcja rolna kształtowana jest zarówno przez własną tendencję rozwojową, jak i wpływ opóźnionych wartości eksportu. Natomiast eksport rolno-spożywczy podlega głównie wpływowi własnego trendu. Prowadzi to do wniosku o wyższej priorytetowości eksportu w modelu VAR — „większej egzogeniczności” tej zmiennej. Ta konkluzja potwierdza wyniki testów przyczynowości oraz badania przebiegu funkcji odpowiedzi na impuls, eksport zatem należy uznać za czynnik bardziej niezależny, trudniej poddający się wpływowi polityki ekonomicznej. Niemniej jednak wzrost eksportu można postrzegać jako narzędzie stymulacji produkcji rolnej. Z badania przebiegu funkcji *IRF* wynika, że efekt stymulacyjny eksportu w odniesieniu do produkcji jest krótkotrwały. Analiza tej funkcji sugeruje, że wzrost eksportu znacząco stymuluje przyrost produkcji rolnej do dwóch lat od momentu wystąpienia impulsu.

---

dr hab. Jacek Strojny — Uniwersytet Rolniczy w Krakowie

## LITERATURA

- Agarwala, R. (1983). *Price Distortions and Growth in Developing Countries*. Washington DC: World Bank.
- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181—189.

- Bernanke, B. S. (1986). *Alternative Explanations for the Money-Income Correlation*. W: K. Brunner, A. Meltzer (red.), *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25. Amsterdam: North-Holland.
- Blanchard, O., Watson, M. W. (1986). *Are Business Cycles All Alike?* W: R. J. Gordon (red.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*. Chicago: University of Chicago Press.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.
- Carlin, W., Glyn, A., van Reenen, J. (1997). *Quantifying a Dangerous Obsession? Competitiveness and Export Performance in an OECD Panel Industries*. London: CEPR.
- Charemza, W. W., Deadman, D. A. (1992). *New Directions in Econometric Practice*. Hants: Edward Elgar.
- Chen, H. (2009). A Literature Review on the Relationship between Foreign Trade and Economic Growth. *International Journal of Economics and Finance*, 1(1), 127—130.
- De Melo, J., Robinson, S. (1990). *Productivity and Externalities, Models of Export-Led Growth*. Washington DC: World Bank.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251—276.
- Granger, C. W. J. (1991). *Developments in the study of cointegrated economic variables*. W: R. F. Engle, C. W. J. Granger, *Long-Run Economic Relationship, Readings in Cointegration*. Oxford: Oxford University Press.
- Gurgul, H., Lach, Ł. (2010). International Trade and Economic Growth in the Polish Economy. *Operations Research and Decisions*, 20(3—4), 5—29.
- Helpman, E., Krugman, P. (1985). *Market Structure and Foreign Trade*. Cambridge MA: Cambridge MIT Press.
- Herzer, D., Nowak-Lehmann, F. D. (2006). What does export diversification do for growth? An econometric analysis. *Applied Economics*, 38, 1825—1838.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231—254.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*. New York: Oxford University Press.
- Johnson, H. G. (2013). *International Trade and Economic Growth (Collected Works of Harry Johnson) Studies in Pure Theory*. New York: Routledge.
- Kusideł, E. (2000). *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*. Łódź: Absolwent.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54, 159—178.
- McAdam, P. (1998). *A pedagogical note on the long run of macroeconomic models*. Kent: University of Kent.
- Meeusen, W., Rayp, G. (2000). *Patents and Trademarks as Indication of International Competitiveness*. W: P. Buigues, A. Jacquemin, J. F. Marchipont (red.), *Competitiveness and Value of intangible Assets*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Morley, B., Morgan, W. (2008). Causality between Exports, Productivity and Financial Support in European Union Agriculture. *Regional Studies*, 42(2), 189—198.
- van den Berg, H., Lewer, J. J. (2007). *International Trade and Economic Growth*. New York: M. E. Sharpe.
- Wziątek-Kubiak, A. (1994). *Orientacja proeksportowa a selektywna polityka przemysłowa*. Warszawa: Poltext.
- Xiao, Q., Reed, M. (2007). Export and production growth: evidence from three major wheat exporters of Australia, Canada and the United States. *Applied Economics*, 39(1), 309—319.



**Summary.** *The research is aiming at the identification of the dynamic causality between agricultural production in Poland and exports of agri-food goods. Identification of the magnitude and direction of these variables may be used for economic policy forming. The study covers the period of 1991—2013 and is based on the data from the FAO; the research employs the vector autoregression methodology (VAR). The study comprises, among others, the analysis of the impulse response function and variance decomposition of forecasts' errors of VAR model variables.*

*The results of the research show that agricultural production in Poland is shaped by both own and exports delays. On the other hand, agri-food exports are mainly influenced by their own development trends. This means that, in the VAR model, exports should be seen as a priority ('more exogenous').*

**Keywords:** VAR model, cointegration, agricultural production, agri-food exports.

Paulina NOWAK

## Zróżnicowanie jakości życia mieszkańców gmin wiejskich województwa świętokrzyskiego<sup>1</sup>

**Streszczenie.** *Celem artykułu jest diagnoza i ocena wybranych aspektów obiektywnej jakości życia w gminach wiejskich woj. świętokrzyskiego. Podjęto próbę określenia przestrzennych różnicowań jakości życia w latach 2010 i 2015, przy wykorzystaniu metody taksonomicznej i analizy skupień. Przedmiotem badania były gminy wiejskie, w przypadku których znacznie rzadziej niż w przypadku gmin miejskich przeprowadza się analizę jakości życia, tymczasem jednostki te cechują się znacznymi dysproporcjami jakości życia w obrębie województwa. W gminach wiejskich woj. świętokrzyskiego jakość życia się podnosi, niemniej jednak występują znaczące dysproporcje w obiektywnej ocenie jakości życia.*

**JEL:** I31, R11

---

Jakość życia — pojęcie wykorzystywane w mediach, polityce czy nauce — determinuje szereg złożonych uwarunkowań. Może być rozpatrywana jako subiektywna ocena danej osoby oraz obiektywna na podstawie statystyki ją opisującej. Pierwszy typ odzwierciedla stan fizyczny i duchowy człowieka, który pod wpływem oraz w wyniku wyznawanych wartości moralnych dokonuje analizy swej sytuacji, drugi — odnosi się do zobiektywizowanej charakterystyki tej kategorii badawczej. Takie opisy sporządza się na różnych poziomach: światowym, krajowym, regionalnym czy lokalnym. Najczęściej jakość życia opisuje się według kilku grup czynników: warunków bytowych i materialnych, aktywności ekonomicznej, kulturalnej i sportowej ludności, stanu środowiska, edukacji i zdrowia. W licznych opracowaniach akcentuje się rozwój społeczny, poziom życia czy dobrobyt materialny, odnosząc się do zróżnicowanych obszarów (Czapiński i Panek, 2015; Adamska, 2012; Jędrzejczak, 2015; Sompolska-Rzechuła, 2016; Zadroźniak, 2016). Subiektywne i obiektywne ujęcie jakości życia pozwala na

---

<sup>1</sup> Artykuł opracowany na podstawie referatu zgłoszonego na konferencję pt. *Statystyczny pomiar jakości życia w układach regionalnych i krajowych. Dylematy i wyzwania*, która odbyła się 2—3 października 2017 r. w Chęcinach.

uchwycenie jej istoty, na co zwraca uwagę Eurostat, przyjmując, że wielowymiarową kategorię, jaką jest jakość życia, należy badać zarówno na poziomie indywidualnym, jak i społecznym. Takie podejście określa się w literaturze jako holistyczne, integrujące jej węższe ujęcia, które podkreślają odpowiednio obiektywne i subiektywne aspekty jakości życia (Panek, 2015).

Ustawowym obowiązkiem władz samorządowych jest stwarzanie warunków do podnoszenia jakości życia społeczności lokalnych i regionalnych. Jest to nadrzędny cel koncepcji rozwoju w ujęciu krajowym, regionalnym i lokalnym. Odnoszą się do niego główne krajowe dokumenty programowe, zwłaszcza średnio- i długookresowe<sup>2</sup>. Jakość życia jest kategorią na tyle uniwersalną, że zawsze zachowuje aktualność. Warto podkreślić, iż w ostatecznym rozrachunku to człowiek jako autor celów strategicznych jest również odbiorcą efektów ich realizacji.

Współczesne strategiczne cele rozwojowe realizują zrównoważony rozwój, w którym jakość życia stanowi jedno z ważniejszych założeń tej koncepcji. W jej centrum znajduje się człowiek i zaspokojenie jego potrzeb, ale z uwzględnieniem zarówno obecnych, jak i przyszłych pokoleń. Taki rozwój zakłada bowiem realizację integralnych celów: ekologicznych, ekonomicznych i społeczno-kulturowych. Wyeliminowanie ubóstwa, walka z problemami demograficznymi, równość szans, bezpieczeństwo, ochrona i jakość życia stają się zadaniami polityki zrównoważonego rozwoju<sup>3</sup>. W takim ujęciu jakość życia oznacza równoważenie stanów „mieć” i „być”, czyli dobrobytu i dobrostanu, jako cech stanowiących o istocie jakości życia mieszkańców konkretnych jednostek w przestrzeni (Borys, 2005). Ten postulat zajmuje szczególne miejsce w wielofunkcyjnym rozwoju obszarów wiejskich realizowanym w Unii Europejskiej (UE). Zrównoważone ekologicznie rolnictwo może zapewnić zdrowe i bezpieczne produkty żywnościowe oraz poprawić jakość życia ludności. Potwierdza to funkcja, którą w polityce UE pełnią współcześnie rolnicy — są nie tylko producentami płodów rolnych, ale również opiekunami terenów wiejskich, nierzadko o cennych walorach przyrodniczych, kulturowych czy historycznych. Zarządzając obszarami wiejskimi, wykonują takie zadania użyteczności publicznej, jak utrzymanie gleb w dobrym stanie czy ochrona krajobrazu i różnorodności biologicznej, które mają zasadnicze znaczenie dla zrównoważonego rozwoju obszarów wiejskich<sup>4</sup>. UE wspiera finansowo przedsięwzięcia przyczyniające się do tak pojętego rozwoju rolnictwa i obszarów wiejskich. Jednakże jakość życia społeczności, szczególnie na obszarach wiejskich, jest bardzo zróżnicowana. Analiza i ocena aspektów jakości życia stają się ważnymi problemami w tworzeniu koncepcji rozwoju lokalnego i mają istotne znaczenie dla polepszania warunków życia mieszkańców obszarów wiejskich. Rozwój terenów wiejskich zawiera w sobie proces różnicowania gospodarki wiejskiej, rozumiany jako równoległe istnienie wielu funkcji gospodarczych na wsi oraz ekonomiczna aktywizacja tamtejszej społeczności, wiążąca się z pobudzaniem lokalnej przedsiębiorczości i przyciąganiem inwestycji, a także poprawą warunków oraz lepszą jakością życia osiąganą w wyniku dbałości o środowisko przyrodnicze i kulturowe (Heffner, 2008). Służą temu przedsięwzięcia współfinansowane ze środków UE w ramach Wspólnej Polityki

<sup>2</sup> Jakość życia stanowi nadrzędny cel *Długookresowej strategii rozwoju kraju. Polska 2030. Trzecia fala nowoczesności i Strategii na rzecz odpowiedzialnego rozwoju do roku 2020 (z perspektywą do 2030 r.)*.

<sup>3</sup> Rogall, 2010, s. 43–48.

<sup>4</sup> Komisja Europejska (2014). *Zrozumieć politykę Unii Europejskiej. Rolnictwo*, s. 4.

Rolnej oraz polityki spójności w latach 2014—2020 (szczególnie Program rozwoju obszarów wiejskich i regionalne programy operacyjne).

### METODYKA BADAŃ

Do oceny przestrzennego zróżnicowania jakości życia w gminach woj. świętokrzyskiego skonstruowano syntetyczny wskaźnik rozwoju, który w sposób jednoznaczny hierarchizuje gminy wiejskie w aspekcie przestrzennym. W tym celu wykorzystano metodę Hellwiga, która opiera się na konstrukcji abstrakcyjnego obiektu nazywanego wzorcem rozwoju (Hellwig, 1968). Miernik ten pozwala uporządkować badane obiekty z punktu widzenia jakości życia — od najwyższej do najniższej. Analizą objęto 71 gmin wiejskich województwa (według podziału administracyjnego na dzień 31 grudnia 2014 r.)<sup>5</sup>. Przyjęto, że jakość życia będą charakteryzować 34 cechy ujęte w następujące grupy (tabl. 1):

- 1) materialne warunki życia,
- 2) aktywność ekonomiczna,
- 3) aktywność kulturalna, sportowa i zdrowie,
- 4) jakość środowiska zamieszkania,
- 5) edukacja,
- 6) zdolność instytucjonalna zaspokajania potrzeb społeczności.

**TABL. 1. ZMIENNE DO BADANIA JAKOŚCI ŻYCIA W GMINACH WIEJSKICH WOJEWÓDZTWA ŚWIĘTOKRZYSKIEGO**

Zmienne	Współczynnik zmienności	
	2010	2015
<b>Materiałne warunki życia</b>		
$x_1$ — mieszkania przypadające na 1000 ludności <sup>a</sup> .....	13,616	14,000
$x_2$ — przeciętna liczba osób przypadająca na 1 mieszkanie <sup>ab</sup> .....	13,448	14,075
$x_3$ — przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkań przypadająca na 1 osobę <sup>a</sup> .....	11,565	11,701
$x_4$ — mieszkania wyposażone w instalacje — w % ogółu mieszkań (wodociąg) <sup>a</sup> .....	8,257	8,099
$x_5$ — mieszkania wyposażone w instalacje — w % ogółu mieszkań (łazienka) <sup>a</sup> .....	11,317	11,171
$x_6$ — mieszkania wyposażone w instalacje — w % ogółu mieszkań (centralne ogrzewanie) <sup>a</sup> .....	17,705	17,475
$x_7$ — korzystający z instalacji w % ogółu ludności (wodociąg) .....	25,917	17,364
<b>Aktywność ekonomiczna</b>		
$x_8$ — pracujący na 1000 ludności .....	63,542	58,742
$x_9$ — udział zarejestrowanych bezrobotnych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym <sup>b</sup> .....	33,344	36,713
$x_{10}$ — osoby korzystające ze środowiskowej pomocy społecznej ogółem <sup>b</sup> .....	62,150	53,513
$x_{11}$ — ludność w wieku nieprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym <sup>a</sup> .....	7,473	7,253
$x_{12}$ — ludność w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku przedprodukcyjnym <sup>a</sup> .....	23,139	22,217
$x_{13}$ — ludność w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym .....	17,959	16,421

a Cechy odrzucone w wyniku niedostatecznego zróżnicowania i silnych zależności. b Destymulanty.

<sup>5</sup> W woj. świętokrzyskim w 2010 r. było 71 gmin wiejskich, zaś w 2015 r. — 70 (z dniem 1 stycznia 2015 r. status miasta uzyskała gmina Stopnica).

**TABL. 1. ZMIENNE DO BADANIA JAKOŚCI ŻYCIA W GMINACH WIEJSKICH  
WOJEWÓDZTWA ŚWIĘTOKRZYSKIEGO (dok.)**

Zmienne	Współczynnik zmienności	
	2010	2015
<b>Aktywność kulturalna, sportowa i zdrowie</b>		
X <sub>14</sub> — domy i ośrodki kultury, kluby i świetlice liczba obiektów (2009 i 2015 r.) .....	212,899	204,805
X <sub>15</sub> — księgozbiór bibliotek na 1000 ludności .....	52,748	52,888
X <sub>16</sub> — ścieżki rowerowe na 10 tys. ludności (2011 i 2015 r.) .....	397,187	216,127
X <sub>17</sub> — urodzenia żywe na 1000 ludności .....	15,634	21,596
X <sub>18</sub> — podstawowa opieka zdrowotna — porady <sup>a</sup> .....	47,339	47,522
X <sub>19</sub> — przychodnie na 10 tys. ludności .....	55,323	57,890
<b>Jakość środowiska zamieszkania</b>		
X <sub>20</sub> — parki, zieleńce i tereny zieleni osiedlowej w ha .....	246,864	199,075
X <sub>21</sub> — obszary prawnie chronione w ha .....	67,035	66,709
X <sub>22</sub> — ścieki przemysłowe i komunalne wymagające oczyszczania odprowadzone do wód lub do ziemi w ciągu roku ogółem na 1 mieszkańca w m <sup>3ab</sup> .....	388,694	359,916
X <sub>23</sub> — odpady z gospodarstw domowych przypadające na 1 mieszkańca <sup>b</sup> .....	48,245	57,313
<b>Edukacja</b>		
X <sub>24</sub> — odsetek dzieci w wieku 3—6 lat objętych wychowaniem przedszkolnym (2010 i 2014 r.) .....	31,068	18,880
X <sub>25</sub> — dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego na 1 tys. dzieci w wieku 3—5 lat <sup>a</sup> .....	49,419	16,024
X <sub>26</sub> — dzieci w wieku 3—5 lat przypadające na 1 miejsce w placówce wychowania przedszkolnego .....	99,840	92,553
X <sub>27</sub> — współczynnik skolaryzacji brutto — szkoły podstawowe <sup>a</sup> .....	7,726	8,348
X <sub>28</sub> — współczynnik skolaryzacji brutto szkoły — gimnazja .....	11,305	10,931
X <sub>29</sub> — uczniowie przypadający na 1 oddział w szkołach podstawowych <sup>b</sup> .....	19,869	18,815
X <sub>30</sub> — uczniowie przypadający na 1 oddział w gimnazjach <sup>b</sup> .....	13,009	14,711
<b>Zdolność instytucjonalna zaspokajania potrzeb społeczności</b>		
X <sub>31</sub> — dochody własne na 1 mieszkańca <sup>a</sup> .....	61,292	45,896
X <sub>32</sub> — wydatki na 1 mieszkańca w dziale Oświata i wychowanie <sup>a</sup> .....	24,630	17,691
X <sub>33</sub> — udział wydatków na drogi publiczne w wydatkach ogółem .....	59,501	64,462
X <sub>34</sub> — całkowita wartość projektów zakończonych w programach operacyjnych 2007—2013 (2011 i 2015 r.) <sup>a</sup> .....	96,340	114,455

a Cechy odrzucone w wyniku niedostatecznego zróżnicowania i silnych zależności. b Destymulanty.

Źródło: opracowanie własne.

Podkreślić należy, że ze względu na brak danych w opracowaniu nie zostały ujęte aspekty subiektywnej oceny jakości życia, co zapewne ogranicza całościową analizę jakości życia.

Cechy przyjęte w pierwszej grupie — warunki bytowe — odnoszą się do materialnych warunków życia, czyli liczby mieszkań, ich przeciętnej powierzchni użytkowej oraz wyposażenia w instalacje, takie jak wodociąg, łazienka i centralne ogrzewanie. Zmienne przyjęte w drugiej grupie — aktywność ekonomiczna ludności — dotyczą aktywności zawodowej decydującej o dochodach i możliwościach zaspokajania potrzeb, uwzględniają również korzystających z pomocy

społecznej oraz odnoszą się do zmian demograficznych w społecznościach. Trzecia grupa zmiennych — aktywność kulturalna, sportowa i zdrowie — pokazuje sposób spędzania wolnego czasu, np. korzystanie z oferty domów kultury czy ścieżek rowerowych. Ujęto tam również ochronę zdrowia, tj. urodzenia żywe, przychodnie i udzielone porady zdrowotne. W czwartej grupie — jakość środowiska zamieszkania — pokazano ilość terenów zielonych i prawnie chronionych, a oprócz tego mającą duży wpływ na jakość środowiska zamieszkania kwestię oczyszczania ścieków przemysłowych i komunalnych oraz odpadów z gospodarstw domowych. W piątej grupie — edukacja — przyjęto cechy charakteryzujące dzieci uczestniczące w wychowaniu przedszkolnym, współczynniki skolaryzacji dla szkół podstawowych i gimnazjalnych oraz uczniów przypadających na oddział w tych szkołach. Ostatnia grupa zmiennych — zdolność instytucjonalna zaspokajania potrzeb społeczności — opisuje dochody własne na mieszkańca, a także wydatki na oświatę i drogi publiczne. W tej grupie uwzględniono również zdolność samorządu do wykorzystywania publicznych środków krajowych i funduszy z UE.

W wyniku analizy zróżnicowania za pomocą współczynnika zmienności wyeliminowano trzy cechy, których wartość była mniejsza niż próg referencyjny ( $V = 10\%$ ). Są to:  $x_4$ ,  $x_{11}$  i  $x_{27}$ . W kolejnym etapie zbadano potencjał informacyjny zmiennych (skorelowanie z innymi zmiennymi) za pomocą metody parametrycznej Hellwiga. Przyjęto poziom istotności równy 0,5, w wyniku czego wskazano trzy cechy centralne:  $x_8$ ,  $x_{13}$  i  $x_{24}$ . Do dalszej analizy nie weszło 12 cech satelitarnych:  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$ ,  $x_5$ ,  $x_6$ ,  $x_{12}$ ,  $x_{18}$ ,  $x_{22}$ ,  $x_{25}$ ,  $x_{31}$ ,  $x_{32}$  i  $x_{34}$ .

W zbiorze 19 zmiennych (cechy centralne i izolowane) ostatecznie wybranych do oceny jakości życia mieszkańców gmin wiejskich woj. świętokrzyskiego znalazło się 5 destymulant, które zamieniono na stymulanty. Określenie tych dwóch podzbiorów było warunkiem umożliwiającym zastosowanie metody wzorca rozwoju, pozwalającym na hierarchiczną klasyfikację gmin. W następnym etapie badania przeprowadzono standaryzację celem uzyskania wzajemnej porównywalności cech. Przeprowadzono ją przy wykorzystaniu tzw. formuły zero-jedynkowej, uwzględniającej średnią arytmetyczną oraz odchylenie standardowe zbioru wartości standaryzowanej cechy.

$$z_{ik} = \frac{x_{ik} - \bar{x}_k}{s_k} \quad (1)$$

gdzie:

$z_{ik}$  — standaryzowana wartość cechy  $k$  w jednostce  $i$ ,

$x_{ik}$  — bezwzględna wartość cechy  $k$  w jednostce  $i$ ,

$\bar{x}_k$  — średnia arytmetyczna cechy  $k$ ,

$s_k$  — odchylenie standardowe cechy  $k$ .

Wyznaczono wzorec rozwoju (abstrakcyjny obiekt  $P_0$ ) oraz określono odległość gmin od wzorca rozwoju. Im odległość jest mniejsza, tym jakość życia społeczności danej gminy jest wyższa. Wzorec rozwoju został zdefiniowany jako obiekt charakteryzujący się najwyższymi wartościami dla stymulant i naj-

mniejszymi dla destymulant, który ma zestandaryzowane współrzędne  $z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0k}$ , gdzie:

$$z_{0k} = \begin{cases} \max\{z_{ik}\} & \text{— gdy } x_k \text{ jest stymulantą} \\ i & \\ \min\{z_{ik}\} & \text{— gdy } x_k \text{ jest destymulantą} \end{cases} \quad (2)$$

Odległość pomiędzy poszczególnymi gminami a obiektem  $P_0$  (wzorcem), oznaczoną jako  $c_{i0}$ , obliczono według wzoru:

$$c_{i0} = \sqrt{\sum_{k=1}^k (z_{ik} - z_{0k})^2} \quad (i = 1, 2, 3, \dots, N) \quad (3)$$

Utworzona zmienna  $c_{i0}$ , według formuły (3), nie jest unormowana. Dlatego — by spełnić ten postulat — konstruowany jest tzw. względny taksonomiczny miernik rozwoju. Oblicza się go według wzoru:

$$d_i = 1 - \frac{c_{i0}}{c_0} \quad (i = 1, 2, 3, \dots, N) \quad (4)$$

gdzie  $d_i$  — wskaźnik syntetyczny, zaś:

$$c_0 = \bar{c}_0 + 2 \cdot s_0 \quad (5)$$

przy czym  $\bar{c}_0$ , i  $s_0$ , to odpowiednio średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe ciągu  $c_{i0}$  ( $i = 1, 2, 3, \dots, N$ ), czyli:

$$\bar{c}_0 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N c_{i0} \quad (6)$$

oraz

$$s_0 = \sqrt{\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (c_{i0} - \bar{c}_0)^2} \quad (7)$$

Otrzymana w wyniku obliczeń syntetyczna miara rozwoju  $d_i$  dana wzorem (4) przyjmuje przeważnie wartości z przedziału od 0 do 1. Prawdopodobieństwo tego, że wartość miary będzie mniejsza od 0, jest niewielkie (dzieje się tak, jeśli wystąpią gminy istotnie odstające od pozostałych obiektów, wówczas wskaźnik może przyjąć wartość ujemną<sup>6</sup>). Im wartość miary  $d_i$  jest bliższa jedności, tym dany obiekt (w tym przypadku gmina) jest mniej oddalony od wzorca i charakteryzuje się wyższą jakością życia.

<sup>6</sup> Namyślak, 2015, s. 45.

**JAKOŚĆ ŻYCIA MIESZKAŃCÓW GMIN WIEJSKICH WOJEWÓDZTWA  
ŚWIĘTOKRZYSKIEGO WEDŁUG SYNTETYCZNEGO MIERNIKA ROZWOJU**

Wskaźniki uzyskane dla gmin wiejskich woj. świętokrzyskiego dla 2010 i 2015 r. wskazują na poprawę jakości życia. W analizowanych latach ukształtowały się one jednak znacznie poniżej 1. Liderem rankingu jest w 2010 r. gmina Tuczępy, a drugą pozycję zajmuje gmina Sobków, której wskaźnik jest zbliżony do odpowiedniej wielkości dla lidera (tabl. 2). To zarazem jedyne jednostki, w których wskaźnik w 2010 r. zbliża się do 0,2. Kolejną w rankingu gminę Wodzisław dzieli już znacznie większy dystans od wspomnianych jednostek.

**TABL. 2. KLASYFIKACJA GMIN WIEJSKICH WOJEWÓDZTWA ŚWIĘTOKRZYSKIEGO  
POD WZGLĘDEM JAKOŚCI ŻYCIA**

Miejsce w rankingu	Gminy	$d_i$	Miejsce w rankingu	Gminy	$d_i$
<b>2010</b>			<b>2010 (dok.)</b>		
1	Tuczępy .....	0,197	37	Bogoria .....	0,078
2	Sobków .....	0,196	38	Iwaniska .....	0,077
3	Wodzisław .....	0,176	39	Pacanów .....	0,076
4	Pierzchnica .....	0,165	40	Bałtów .....	0,076
5	Gnojno .....	0,143	41	Waśniów .....	0,075
6	Solec-Zdrój .....	0,139	42	Słupia .....	0,075
7	Ruda Maleniecka .....	0,136	43	Rytwiany .....	0,074
8	Raków .....	0,136	44	Moskorzew .....	0,073
9	Pawłów .....	0,135	45	Wilczyce .....	0,070
10	Sitkówka-Nowiny .....	0,132	46	Wiślica .....	0,069
11	Łagów .....	0,132	47	Mniów .....	0,069
12	Morawica .....	0,130	48	Miedziana Góra .....	0,064
13	Brody .....	0,130	49	Bieliny .....	0,063
14	Radków .....	0,129	50	Fałków .....	0,060
15	Kije .....	0,128	51	Imielno .....	0,059
16	Strawczyn .....	0,126	52	Wojciechowice .....	0,056
17	Michałów .....	0,125	53	Bodzechów .....	0,056
18	Zagnańsk .....	0,124	54	Masłów .....	0,056
19	Sadowie .....	0,120	55	Stopnica .....	0,055
20	Szydłów .....	0,120	56	Obrazów .....	0,054
21	Łoniów .....	0,115	57	Radoszyce .....	0,053
22	Nowa Słupia .....	0,113	58	Oleśnica .....	0,050
23	Nagłowice .....	0,110	59	Bliżyn .....	0,049
24	Piekoszów .....	0,102	60	Oksa .....	0,048
25	Kluczewsko .....	0,100	61	Łączna .....	0,046
26	Złota .....	0,092	62	Czarnocin .....	0,041
27	Łopuszno .....	0,091	63	Skarżysko Kościelne .....	0,038
28	Łubnice .....	0,091	64	Lipnik .....	0,037
29	Krasocin .....	0,086	65	Klimontów .....	0,035
30	Tarłów .....	0,084	66	Górno .....	0,030
31	Baćkowice .....	0,084	67	Gowarczów .....	0,027
32	Opatowiec .....	0,080	68	Dwikozy .....	0,020
33	Mirzec .....	0,080	69	Bejsce .....	0,019
34	Secemin .....	0,079	70	Smyków .....	0,015
35	Słupia (Konecka) .....	0,079	71	Samborzec .....	-0,016
36	Nowy Korczyn .....	0,079			



**TABL. 2. KLASYFIKACJA GMIN WIEJSKICH WOJEWÓDZTWA ŚWIĘTOKRZYSKIEGO  
POD WZGLĘDEM JAKOŚCI ŻYCIA (dok.)**

Miejsce w rankingu	Gminy	$d_i$	Miejsce w rankingu	Gminy	$d_i$
<b>2015</b>			<b>2015 (dok.)</b>		
1	Nowa Słupia .....	0,230	37	Wilczyce .....	0,092
2	Tuczępy .....	0,215	38	Nagłowice .....	0,089
3	Kije .....	0,182	39	Tartów .....	0,088
4	Sobków .....	0,181	40	Wiślica .....	0,087
5	Morawica .....	0,173	41	Pierzchnica .....	0,084
6	Gnojno .....	0,172	42	Secemin .....	0,082
7	Sitkówka-Nowiny .....	0,170	43	Waśniów .....	0,082
8	Szydłów .....	0,167	44	Bieliny .....	0,081
9	Solec-Zdrój .....	0,160	45	Łopuszno .....	0,074
10	Piekoszów .....	0,150	46	Miedziana Góra .....	0,071
11	Łagów .....	0,148	47	Stopnica .....	0,071
12	Michałów .....	0,146	48	Radoszyce .....	0,068
13	Krasocin .....	0,143	49	Łączna .....	0,067
14	Mirzec .....	0,133	50	Radków .....	0,067
15	Brody .....	0,130	51	Kluczewsko .....	0,066
16	Rytwiany .....	0,129	52	Mniów .....	0,064
17	Nowy Korczyn .....	0,126	53	Łonów .....	0,064
18	Złota .....	0,125	54	Oleśnica .....	0,062
19	Wodzisław .....	0,119	55	Górno .....	0,058
20	Bałów .....	0,117	56	Gowarczów .....	0,058
21	Raków .....	0,116	57	Bliżyn .....	0,057
22	Dwikozy .....	0,116	58	Masłów .....	0,057
23	Imielno .....	0,114	59	Bodzechów .....	0,053
24	Klimontów .....	0,113	60	Lipnik .....	0,052
25	Słupia (Konecka) .....	0,112	61	Bogoria .....	0,049
26	Fałków .....	0,110	62	Obrazów .....	0,047
27	Smyków .....	0,105	63	Bačkowice .....	0,039
28	Zagnańsk .....	0,105	64	Opatowiec .....	0,037
29	Słupia .....	0,104	65	Oksa .....	0,036
30	Sadowie .....	0,103	66	Samborzec .....	0,036
31	Moskorzew .....	0,097	67	Czarnocin .....	0,036
32	Strawczyn .....	0,095	68	Iwaniska .....	0,028
33	Pawów .....	0,095	69	Wojciechowice .....	0,016
34	Łubnice .....	0,094	70	Skarżysko Kościelne .....	0,015
35	Ruda Maleniecka .....	0,093	71	Bejsce .....	-0,005
36	Pacanów .....	0,092			

Źródło: jak przy tabl. 1.

Jedynie gminy, dla których rozpatrywany wskaźnik przekraczał w 2015 r. wartość 0,2, to Nowa Słupia i Tuczępy. Wtedy w pierwszej dziesiątce gmin znajdowały się po trzy reprezentujące pow. kielecki i buski. Gmina Tuczępy jest wyraźnym liderem w powiecie buskim i zajmuje pierwsze miejsce pod względem takich cech, jak przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania w zasobach mieszkaniowych, odsetek ludności korzystających z wodociągów, wskaźnik przedsiębiorczości czy dochody własne na 1 mieszkańca. W 2015 r. jednostka odnotowała poprawę większości wskaźników w stosunku do 2010 r. Sytuacja kształtuje się szczególnie korzystnie w zakresie materialnych warunków życia, a także

w odniesieniu do aktywności ekonomicznej. Znaczną poprawę materialnych warunków życia w 2015 r. zaobserwowano w gminie Nowa Słupia, w mniejszym stopniu progres nastąpił tam w zakresie aktywności ekonomicznej oraz jakości środowiska zamieszkania. Gminę tę na tle powiatu wyróżniają korzystne wskaźniki pracujących na 1000 ludności czy liczba dzieci uczęszczających do przedszkoli.

Najniższą jakość życia w analizowanych latach odnotowano dla mieszkańców gmin Samborzec (pow. sandomierski) i Bejsce (pow. kazimierski). W gminie Bejsce syntetyczny miernik przyjął w 2015 r. ujemną wartość (podobnie jak dla gminy Samborzec w 2010 r.). Jednak w Samborcu wraz z upływem lat wskaźnik znacznie się podniósł (o 0,051), zaś w Bejskach wystąpiły wartości niższe (o 0,024). Bejsce zajmują ostatnie pozycje w powiecie, jeśli chodzi o przedsiębiorczość, odsetek ludności korzystającej z kanalizacji, niekorzystnie kształtuje się tam także saldo migracji ludności. Z kolei Samborzec na tle powiatu cechuje również słabo rozwinięta infrastruktura (m.in. w zakresie wodociągów i kanalizacji) oraz niekorzystne saldo migracji. Obie gminy mają też niskie dochody własne przypadające na 1 mieszkańca (w 2015 r. odpowiednio 23% i 26%)<sup>7</sup>.

W ponad 60% gmin wiejskich woj. świętokrzyskiego poprawiła się jakość życia. Szczególnie widoczne jest to w powiecie kieleckim. Największy progres odnotowano w Nowej Słupi (wartość wskaźnika syntetycznego w badanych latach zwiększyła się tam o 0,117). Jest to m.in. efekt zwiększającej się liczby pracujących na 1000 ludności. Gminę wyróżnia też druga lokata pod względem wskaźnika liczby dzieci w przedszkolach. Znacznie podniosła się tam także jakość życia mieszkańców w zakresie warunków materialnych. Znaczne zmiany zaobserwowano ponadto w gminie Dwikozy, gdzie badany wskaźnik wzrósł o 0,096. Podniesienie jakości życia odnotowano również w gminach: Smyków (o 0,090), Klimontów (o 0,078) i Krasocin (o 0,057).

W ok. 40% gmin wiejskich województwa jakość życia uległa jednak pogorszeniu. Największe negatywne zmiany zaobserwowano w gminach Pierzchnica (pow. kielecki), Radków (pow. włoszczowski) i Wodzisław (pow. jędrzejowski). W 2015 r. syntetyczny wskaźnik przyjął w gminie Pierzchnica wartości niższe o 0,081, w Radkowie — o 0,062, a w Wodzisławiu — o 0,057. Dwie spośród badanych gmin w 2010 r. znajdowały się w grupie liderów rankingu, tj. w pierwszej piątce, zaś w 2015 r. zajęły miejsca w drugiej i czwartej dziesiątce (odpowiednio: Wodzisław i Pierzchnica). Przyczyny niekorzystnych zmian wydają się podobne: ekonomiczna struktura ludności, a w przypadku Pierzchnicy — również problemy na lokalnym rynku pracy (pogorszenie wskaźników: pracujący na 1000 ludności oraz podmioty gospodarki narodowej na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym). Między badanymi latami zmieniły się na niekorzyść też niektóre wskaźniki charakteryzujące aktywność kulturalną, sport i zdrowie mieszkańców.

Zróżnicowanie w jakości życia mieszkańców gmin wiejskich woj. świętokrzyskiego okazało się bardzo znaczące. Dystans dzielący gminę Tuczępy od gminy Samborzec równał się w 2010 r. 0,213. Te różnicowania pogłębiały się w 2015 r. — dystans ów wyniósł już 0,235 (Nowa Słupia do Bejsce). Dość znaczny jest również dystans między gminami z pierwszej piątki. Tuczępy od Gnojna dzieli dystans równy 0,54, a Nową Słupię do Morawicy 0,57.

<sup>7</sup> *Statystyczne vademecum samorządowca* (2016). Urząd Statystyczny w Kielcach.

Na podstawie obliczonego wskaźnika, wykorzystując średnią arytmetyczną i odchylenie standardowe wartości miernika syntetycznego, wyznaczono grupy gmin wiejskich o zbliżonej jakości życia (Zeliaś, 2000). Powstały w ten sposób cztery zbiory — gminy o najwyższej, wysokiej, niskiej i najniższej jakości życia (tabl. 3).

**TABL. 3. KLASYFIKACJA GMIN WIEJSKICH WOJEWÓDZTWA ŚWIĘTOKRZYSKIEGO POD WZGLĘDEM JAKOŚCI ŻYCIA WEDŁUG GRUP**

Grupy	2010		2015	
	gminy	wskaźnik jakości życia	gminy	wskaźnik jakości życia
I — gminy o najwyższej jakości życia	Tuczępy, Sobków, Wodzisław, Pierzchnica, Gnojno, Solec-Zdrój, Ruda Maleniecka, Raków, Pawłów, Sitkówka-Nowiny, Łagów, Morawica, Brody, Radków	$d_i \geq 0,129$	Nowa Słupia, Tuczępy, Kije, Sobków, Morawica, Gnojno, Sitkówka-Nowiny, Szydłów, Solec-Zdrój, Piekoszów, Łagów, Michałów	$d_i \geq 0,144$
II — gminy o wysokiej jakości życia	Kije, Strawczyn, Michałów, Zagnańsk, Sadowie, Szydłów, Łoniów, Nowa Słupia, Nagłowice, Piekoszów, Kluczewsko, Złota, Łopuszno, Łubnice, Krasocin	$0,086 \leq d_i < 0,129$	Krasocin, Mirzec, Brody, Rytwiany, Nowy Korczyn, Złota, Wodzisław, Bałtów, Raków, Dwikozy, Imielno, Klimontów, Słupia (Konecka), Falków, Smyków, Zagnańsk, Słupia, Sadowie, Moskorzew	$0,096 \leq d_i < 0,144$
III — gminy o niskiej jakości życia	Tarłów, Baćkowice, Opatowiec, Mirzec, Secemin, Słupia (Konecka), Nowy Korczyn, Bogoria, Iwaniska, Pacanów, Bałtów, Waśniów, Słupia, Rytwiany, Moskorzew, Wilczyce, Wiślica, Mniów, Miedziana Góra, Bieliny, Falków, Imielno, Wojciechowice, Bodzechów, Masłów, Stopnica, Obrazów, Radoszyce, Oleśnica, Bliżyn, Oksa, Łączna	$0,043 \leq d_i < 0,086$	Strawczyn, Pawłów, Łubnice, Ruda Maleniecka, Pacanów, Wilczyce, Nagłowice, Tarłów, Wiślica, Pierzchnica, Secemin, Waśniów, Bieliny, Łopuszno, Miedziana Góra, Stopnica, Radoszyce, Łączna, Radków, Kluczewsko, Mniów, Łoniów, Oleśnica, Górnio, Gowarczów, Bliżyn, Masłów, Bodzechów, Lipnik, Bogoria	$-0,048 \leq d_i < 0,096$
IV — gminy o najniższej jakości życia	Czarnocin, Skarżysko Kościelne, Lipnik, Klimontów, Górnio, Gowarczów, Dwikozy, Bejsce, Smyków, Samborzec	$d_i < 0,043$	Obrazów, Baćkowice, Opatowiec, Oksa, Samborzec Czarnocin, Iwaniska, Wojciechowice, Skarżysko Kościelne, Bejsce	$d_i < 0,048$

Źródło: opracowanie własne.

Najliczniejszą grupę tworzą gminy o niskiej jakości życia. W jej skład weszło odpowiednio 32 i 30 jednostek. Najmniejszą grupę stanowią gminy o najniższej jakości życia (po dziesięć w badanych latach). Jej skład wprawdzie się zmienia, ale cztery gminy (Czarnocin, Skarżysko Kościelne, Bejsce i Samborzec) pozostają niezmiennie w grupie IV. Siedem gmin w analizowanych latach cechowała najwyższa jakość życia: Tuczępy, Sobków, Gnojno, Solec-Zdrój, Sitkówka No-

winy, Łagów i Morawica. Reprezentują one powiaty buski i kielecki (po 3 jednostki) i jędrzejowski (1). Liczebność tej grupy zmniejszyła się w porównaniu z 2010 r. o dwie gminy. Siedem gmin wypadło z grupy I, by zakwalifikować się do grupy II (3 jednostki) i III (4 jednostki). W 2015 r. do grupy I awansowało 5 gmin, które w 2010 r. ulokowały się w grupie II.

### JAKOŚĆ ŻYCIA MIESZKAŃCÓW GMIN WIEJSKICH WOJEWÓDZTWA ŚWIĘTOKRZYSKIEGO Z WYKORZYSTANIEM ANALIZY SKUPIEŃ

W celu pogłębienia analizy dokonano klasyfikacji przestrzennej gmin metodą Warda, która zaliczana jest do metod hierarchicznych i często wykorzystywana do porządkowania nieliniowego obiektów w postaci drzewka połączeń. Metoda ta do oszacowania odległości pomiędzy skupieniami wykorzystuje analizę wariancji, zmierzając do minimalizacji sumy kwadratów dowolnych dwóch skupień, które mogą powstać na każdym etapie aglomeracji. Zakłada się, że każda jednostka stanowi początkowo odrębną grupę. Następnie sekwencyjnie zmniejsza się liczbę grup poprzez ich optymalne łączenie w grupy wyższego rzędu. Użytkiwane grupy zawierają w sobie rozłączne grupy niższych poziomów. Postępowanie kończy się wtedy, kiedy uzyskuje się jedną grupę obejmującą wszystkie jednostki. Odległość między grupami określa się jako wartość względną różnic pomiędzy sumami kwadratów odległości punktów od środków grup, do których przynależą punkty (Strahl, 2006, s. 236). W grupowaniu gmin wiejskich zastosowano algorytm aglomeracji, oparty na odległości geometrycznej w przestrzeni wielowymiarowej, a konkretnie — na odległości euklidesowej. Wynikiem analizy jest hierarchiczne drzewo. Z uwagi na to, że na odległości euklidesowe mają wpływ różnice jednostek między wymiarami (służące do wyliczenia odległości), zastosowano standaryzację, aby uzyskać dane o porównywalnej skali. Wyniki analizy dla gmin wiejskich woj. świętokrzyskiego zamieszczono na dendrogramach (z wykorzystaniem programu Statistica 13).

W 2010 r. na poziomie odległości wiązania wynoszącym 15 na dendrogramie uwidaczniają się trzy grupy obiektów o zróżnicowanej liczebności (wykr. 1).

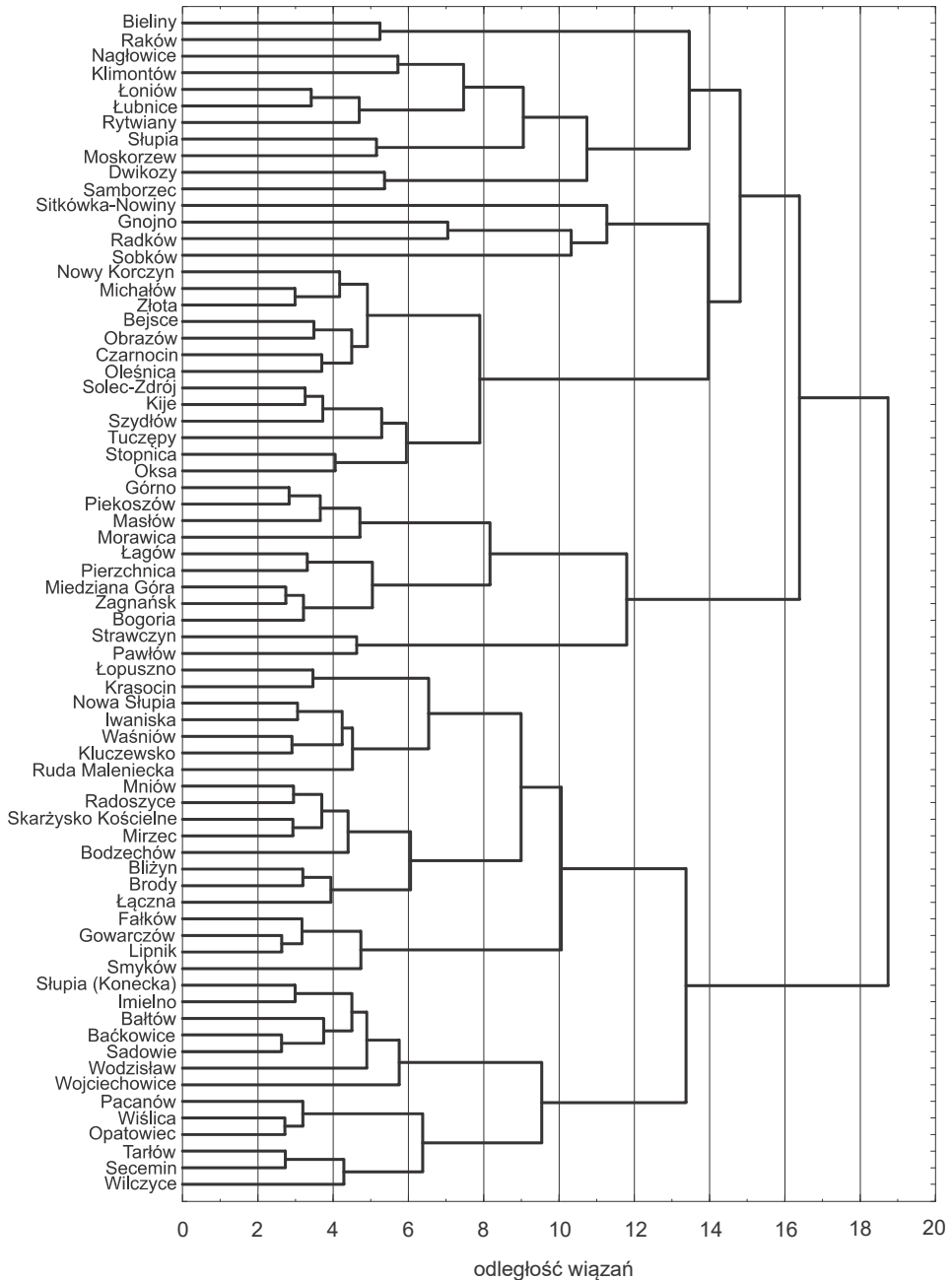
Dwie najliczniejsze grupy skupiają 32- oraz 28-elementową klasę obiektów. Trzecią grupę tworzy 11 obiektów. Z kolei na 13 wiązaniu powstaje siedem grup. Pierwsze, najmniej liczne, skupienie stanowią gminy Bieliny i Raków (pow. kielecki). Druga pod względem liczebności jest 4-elementowa klasa, w skład której wchodzi jednostki reprezentujące najwyższą jakość życia w 2010 r. — gminy Sitkówka-Nowiny, Gnojno, Radków i Sobków. Kolejna jest grupa 9-elementowa (Nagłowice, Klimontów, Łoniów, Łubnice, Rytwiany, Słupia, Moskorzew, Dwikozy i Samborzec). Pozostałe klasy są kilkunastoelementowe.

W 2015 r. na 15 odległości wiązania obiekty poddane analizie również podzielono na trzy grupy (wykr. 2).

W skład najmniej licznej klasy wchodzi: Bieliny, Górnio, Radoszyce, Iwaniska, Klimontów, Nowa Słupia, Piekoszów, Nagłowice i Słupia. Skupienie tworzą zatem głównie jednostki o niskiej jakości życia, z wyjątkiem Nowej Słupi i Piekoszowa, które należą do jednostek o najwyższej jakości życia w 2015 r. Dwie pozostałe grupy to skupiska 14- i 48-elementowe.

### KLASYFIKACJA GMIN WIEJSKICH WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO ZE WZGLĘDU NA JAKOŚĆ ŻYCIA — METODA WARDA

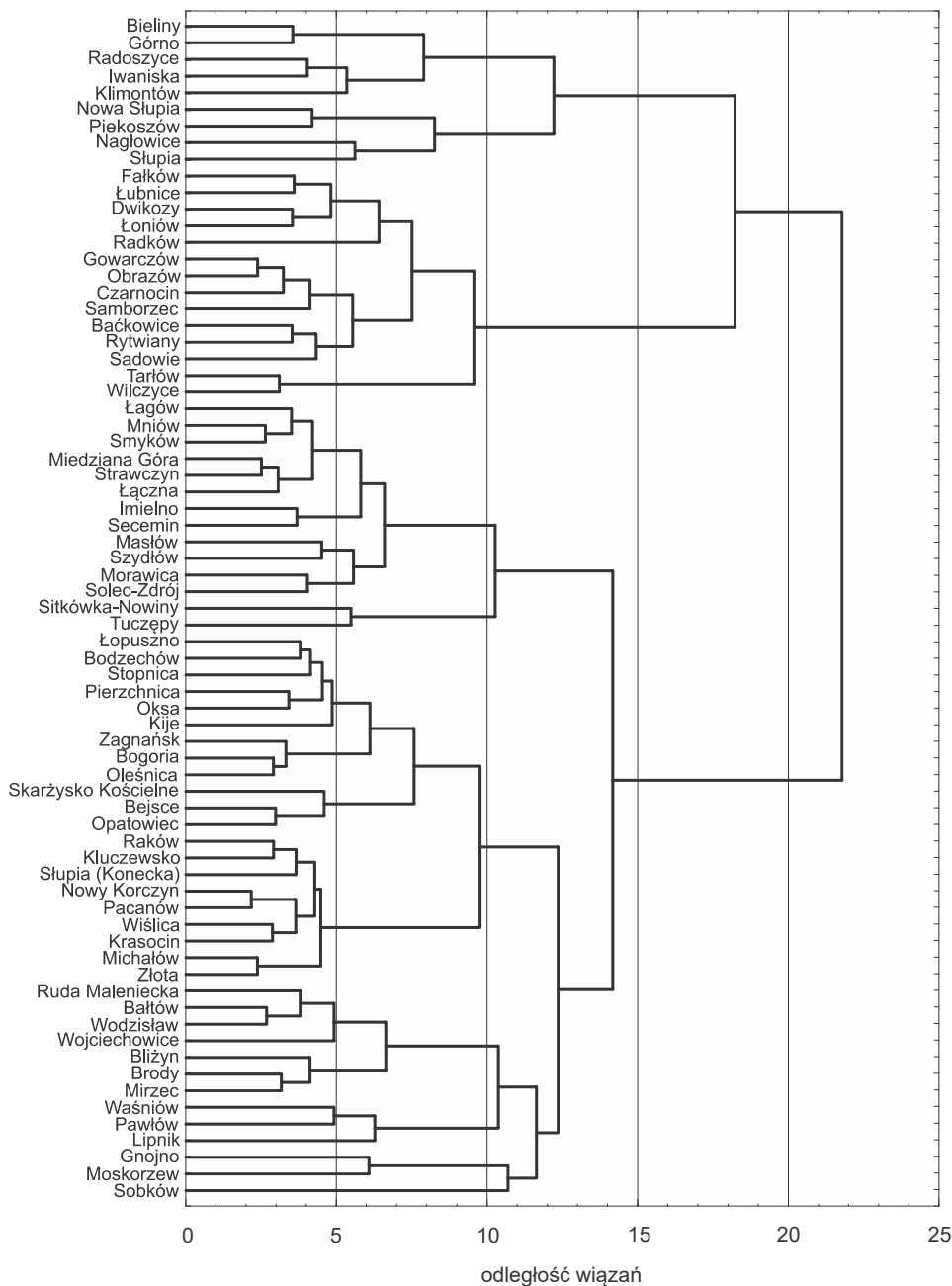
2010



Źródło: opracowanie własne.

### KLASYFIKACJA GMIN WIEJSKICH WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO ZE WZGLĘDU NA JAKOŚĆ ŻYCIA — METODA WARDA (dok.)

2015



Źródło: opracowanie własne.

Z kolei na 12 odległości wiązania powstało sześć skupisk. Pierwsze dwa są najmniej liczne. 5-elementowe skupienie tworzą Bieliny, Górnio, Radoszyce, Iwaniska i Klimontów, które — z wyjątkiem Klimontowa — charakteryzują się niską jakością życia. W skład drugiego skupienia wchodzi Nowa Słupia, Piekoszów, Nagłowice i Słupia. Kolejne skupienie cechuje dość wysoka jakość życia — większość jednostek przynależy do II grupy gmin o wysokiej jakości życia. Ostatnie trzy skupienia tworzy 14, 21 i 13 obiektów. W tych przypadkach trudno wskazać jednoznaczne podobieństwa wpływające na ich wyodrębnienie.

## Wnioski

Obiektywna ocena jakości życia mieszkańców gmin wiejskich woj. świętokrzyskiego prowadzi do następujących wniosków:

- najwyższą jakością życia charakteryzują się gminy Tuczępy i Nowa Słupia. Pierwsza dziesiątka gmin reprezentuje najczęściej powiaty: buski, kielecki i jędrzejowski oraz — w 2015 r. — pińczowski;
- liderem rankingu okazała się w 2010 r. gmina Tuczępy, a na drugiej pozycji uplasowała się gmina Sobków, której wskaźnik jest zbliżony do lidera. Wskaźnik syntetyczny jakości życia w analizowanych latach plasuje się znacznie poniżej 1. Gmina Tuczępy jest wyraźnym liderem w powiecie buskim i zajmuje pierwsze miejsce, jeśli chodzi o przeciętną powierzchnię użytkową mieszkania w zasobach mieszkaniowych, odsetek ludności korzystających z wodociągów, wskaźnik przedsiębiorczości i dochody własne na 1 mieszkańca. Gmina odnotowała poprawę wskaźników w stosunku do 2010 r. w większości zmiennych charakteryzujących jakość życia. W gminie Nowa Słupia obserwuje się znaczną poprawę materialnych warunków życia w 2015 r. oraz w mniejszym stopniu w zakresie aktywności ekonomicznej i jakości środowiska zamieszkania. Nową Słupię na tle powiatu cechują korzystniejsze wskaźniki pracujących na 1000 ludności i dzieci uczęszczających do przedszkoli;
- w ponad 60% gmin wiejskich poprawiła się jakość życia. Szczególnie widoczne jest to w powiatach kieleckim, sandomierskim i jędrzejowskim. Największą poprawę odnotowano w Nowej Słupi. To wynik m.in. zwiększającej się liczby pracujących na 1000 ludności czy korzystnego wskaźnika liczby dzieci w przedszkolach. W gminie znacznie zwiększyła się jakość życia mieszkańców w zakresie materialnych warunków życia. Poprawę w tym zakresie odnotowano również w gminach: Dwikozy, Smyków, Klimontów i Krasocin;
- najniższą jakość życia w analizowanych latach zanotowano w gminach Samborzec i Bejsce. Jednak w Samborcu wraz z upływem lat wskaźnik znacznie się podnosi, a dla gminy Bejsce przyjmuje niższe wartości. Trzeba też zauważyć, że cztery gminy pozostają w ostatniej dziesiątce rankingu w obu latach: Samborzec, Bejsce, Czarnocin i Skarżysko Kościelne;
- jakość życia w blisko 40% gmin wiejskich województwa uległa pogorszeniu. Największe negatywne zmiany obserwuje się w gminach Pierzchnica, Radków i Wodzisław. Dwie spośród nich (Wodzisław i Pierzchnica) w 2010 r. znajdowały się w grupie liderów rankingu. Przyczyny zmian wydają się podobne — niekorzystna ekonomiczna struktura ludności, w przypadku Pierzchnicy również problemy na lokalnym rynku pracy;

- zróżnicowanie w jakości życia mieszkańców gmin wiejskich województwa jest znaczące. Dystans dzielący gminę o najwyższym jej poziomie od gminy o najniższym wyniósł w 2010 r. 0,213. Dysproporcja ta pogłębiła się w 2015 r. — dystans wyniósł 0,235 (Nowa Słupia — Bejsce);
- na podstawie obliczonego wskaźnika syntetycznego, wykorzystując średnią arytmetyczną i odchylenie standardowe wartości miernika syntetycznego, wyznaczono grupy gmin wiejskich o zbliżonej jakości życia. Najliczniejszą grupę w analizowanych latach tworzyły gminy o niskiej jakości życia, zaś najmniej liczną — o najniższej jakości życia. Choć jej skład się zmienia, cztery gminy (Czarnocin, Skarżysko Kościelne, Bejsce i Samborzec) pozostają w niej niezmiennie. Nieco liczniejsze są grupy jednostek o najwyższej jakości życia. Siedem z nich w badanych latach cechowała najwyższa jakość życia (Tuczępy, Sobków, Gnojno, Solec-Zdrój, Sitkówkę, Nowiny, Łągów i Morawicę);
- poszukiwania podobieństw pomiędzy gminami w zakresie jakości życia ich mieszkańców przy wykorzystaniu grupowania hierarchicznego wykazały, że tworzące je skupienia obiektów w pewnej mierze zależą od miejsca zajmowanego w rankingu jakości życia. Najsilniejszemu grupowaniu podlegają gminy o najwyższej jakości życia. Powstające różniczne skupienia wykazują też zbieżność z przynależnością do czterech grup jakości życia.

dr Paulina Nowak — Politechnika Świętokrzyska

#### LITERATURA

- Adamska, H. (2012). Standard and quality of life of rural areas population in the view of new paradigm of development. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 3(25).
- Borys, T. (2005). Zrównoważony rozwój jako przedmiot pomiaru wskaźnikowego. W: T. Borys (red.), *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*. Warszawa—Białystok: Wydawnictwo Ekonomia i Środowisko.
- Czapiński, J., Panek, T. (red.). (2015). *Diagnoza społeczna. Warunki i jakość życia Polaków — raport*. Warszawa: Rada Monitoringu Społecznego.
- Heffner, K. (2008). Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego obszarów wiejskich w Polsce. Uwarunkowania, czynniki, skutki. W: S. Sokołowska, A. Bisaga (red.), *Wieś i rolnictwo w procesie zmian. Szanse rozwojowe obszarów wiejskich w przestrzeni europejskiej*. Uniwersytet Opolski.
- Hellwig, Z. (1968). Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr. *Przegląd Statystyczny*, 4.
- Jędrzejczak, A. (2015). Regional Income Inequalities In Poland And Italy. *Comparative Economic Research*, 18(4). DOI: <https://doi.org/10.1515/cer-2015-0027>.
- Namyślak, B. (2015). Zastosowanie metody wzorca rozwoju Hellwiga do badania sektora kultury w miastach wojewódzkich. *Wiadomości Statystyczne*, 60(3).
- Panek, T. (2015). Hierarchiczny model pomiaru jakości życia. *Wiadomości Statystyczne*, 60(6).
- Rogall, H. (2010). *Ekonomia zrównoważonego rozwoju. Teoria i praktyka*. Poznań: Zysk i Spółka Wydawnictwo.
- Sompolska-Rzechuła, A. (2016). Zróżnicowanie rozwoju społecznego w ujęciu przestrzennym. *Wiadomości Statystyczne*, 61(1).
- Strahl, D. (red.). (2006). *Metody oceny rozwoju regionalnego*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Zadrożniak, M. (2016). Jakość życia w mieście. W: M. Nowakowska, Z. Przygodzki, A. Rzeńca (red.), *EkoMiasto. Społeczeństwo. Zrównoważony, inteligentny i partycypacyjny rozwój miasta*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.



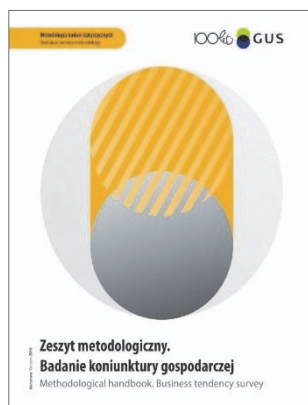
Zeliaś, A. (2000). Dobór zmiennych diagnostycznych. W: A. Zeliaś (red.), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.

**Summary.** *The aim of this article is to diagnose and evaluate selected aspects of the objective quality of life in rural gminas of Świętokrzyskie voivodship. An attempt was made to determine spatial differences in the quality of life in 2010 and 2015, using the taxonomic method and cluster analysis. The subject of the survey were rural gminas, where the quality of life analysis is carried out much less frequently than in the case of urban gminas, whereas these units are characterised by significant disproportions in the quality of life within the voivodship. In rural gminas of Świętokrzyskie voivodship the quality of life is improving, however, there are significant disproportions in the objective evaluation of the quality of life.*

**Keywords:** quality of life, rural gminas, disparities in the quality of life.

## INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — marzec 2018 r.



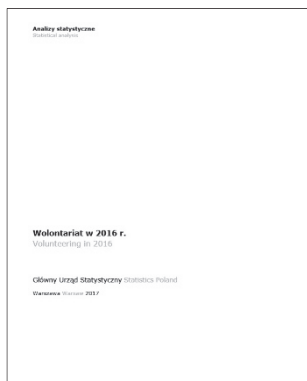
Z marcowej oferty wydawniczej warto zwrócić uwagę na *Zeszyt Metodologiczny „Badanie koniunktury gospodarczej”*, publikację cykliczną *Wolontariat w 2016 r.*, folder *Wskaźniki jakości pracy 2017* oraz *Informator o badaniach i opracowaniach dotyczących obszarów transgranicznych*.

W zeszycie *Badanie koniunktury gospodarczej* przedstawiono podstawowe informacje o wielkości i sposobie doboru prób do badania koniunktury gospodarczej, o uzyskiwanych informacjach, zasadach budowy, obliczaniu i interpretacji różnego typu wskaźników koniunktury, a także możliwościach wykorzystywania wyników badania do oceny bieżącej i przyszłej sytuacji gospodarczej. Zeszyt był zaopiniowany przez Komisję Metodologiczną GUS i stanowi kompendium wiedzy dla osób zajmujących się badaniem koniunktury.

W kolejnych rozdziałach wydawnictwa omówiono m.in. historię badania koniunktury gospodarczej, główny jego cel, zakres przedmiotowy i podmiotowy, harmonogram, wskaźniki koniunktury i sposoby publikacji wyników. Zeszyt przygotowany w Departamencie Przedsiębiorstw, który jest odpowiedzialny za opracowanie metodologii, a także analizę i prezentację wyników. Prowadzenie badania pozostaje w kompetencji Urzędu Statystycznego w Zielonej Górze, wyspecjalizowanego w tym zakresie.

Tegoroczną edycję wydawnictwa poszerzono o opis zmian wprowadzanych w ankietach koniunktury gospodarczej, które mogły mieć wpływ na szeregi czasowe. Zmiany te wynikały m.in. z dostosowania ankiet do potrzeb odbiorców krajowych i ich harmonizacji z wymogami Komisji Europejskiej. W publikacji punktem wyjścia do prezentacji zmian są ankiety na 2018 r.

Zeszyt dostępny jest na stronie GUS w polskiej wersji językowej.

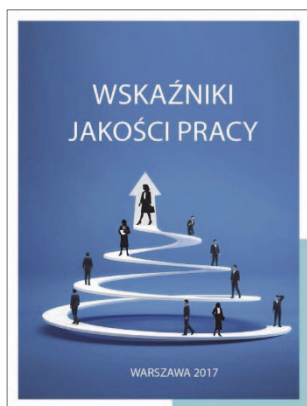


W publikacji **Wolontariat w 2016 r.** (ukazującej się co pięć lat) przedstawiono wyniki pomiaru społecznego oraz ekonomicznego znaczenia pracy, dobrowolnie i niezarobkowo świadczonej poza własnym gospodarstwem domowym. Reprezentacyjne badanie ludności „Praca niezarobkowa poza gospodarstwem domowym” wykonano w pierwszym kwartale 2016 r. jako dodatkowy moduł Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) i objęło 21,5 tys. osób w wieku 15 lat i więcej.

Opracowanie składa się z części analitycznej oraz rozdziału metodologicznego. W części analitycznej zebrano dane na temat zaangażowania obywateli w różnego typu wolontariat, zarówno formalny (np. w organizacjach pozarządowych, wspólnotach religijnych), jak i nieformalny (np. na rzecz znajomych, nieznajomych, środowiska naturalnego). Z lektury Czytelnik dowie się m.in.: ilu dorosłych Polaków angażuje się w wolontariat, jaki jest profil demograficzno-społeczny osób poświęcających wolny czas na różne formy wolontariatu, jakiego rodzaju prace wykonywano nieodpłatnie, na rzecz kogo lub w jakich organizacjach/instytucjach, czym wyróżnia się wolontariat w zależności od rodzaju odbiorców tych prac, jaki jest godzinowy wymiar wolontariatu świadczonego przez polskie społeczeństwo, ilu pełnym etatom odpowiada ta praca oraz jaka jest szacunkowa wartość wolontariatu.

W rozdziale metodologicznym omówiono koncepcję, zastosowane metody oraz realizację badania, a także sposób uogólniania wyników. Uwzględniono przy tym kwestię zgodności badania z założeniami metodologii opracowanej przez Międzynarodową Organizację Pracy.

Publikację przygotowano w polskiej wersji językowej; dostępna jest też na stronie internetowej Urzędu.



Folder **Wskaźniki jakości pracy** (wydawany co trzy lata) zawiera zbiór podstawowych wskaźników statystycznych, opracowanych według zaleceń międzynarodowych, pozwalających na syntetyczną charakterystykę pracy. Zwrócono w nim szczególną uwagę na warunki, w jakich pracujemy, czas pracy oraz rodzaj gwarancji związanych z zatrudnieniem. Dane zaczerpnięto z reprezentacyjnego BAEL, a także z innych badań, m.in. warunków pracy, struktury wynagrodzeń według zawodów czy kształcenia dorosłych.

W folderze, który ma charakter opracowania analitycznego, przedstawiono w siedmiu działach 35 wskaźników, wraz z krótką definicją oraz sposobami wyliczenia. Zestaw wskaźników obejmuje następujące tematy: bezpieczeństwo i etyka w pracy; dochód i świadczenia związane z zatrudnieniem; czas pracy i łączenie życia zawodowego z życiem rodzinnym; gwarancje zatrudnienia, roz-

wój kwalifikacji i szkolenia. Dane dotyczą roku 2017 lub — w przypadku ich niedostępności — lat wcześniejszych.

Folder w wersji polsko-angielskiej jest dostępny także na stronie internetowej GUS.



**Informator o badaniach i opracowaniach dotyczących obszarów transgranicznych** (wydawany co dwa lata) zawiera ogólne informacje o prowadzonych badaniach obszarów przygranicznych wraz z przeglądem opracowań i raportów poświęconych tej tematyce. Jest to opracowanie zbiorcze, przygotowane przez pracowników urzędów statystycznych w województwach przygranicznych pod nadzorem Urzędu Statystycznego w Rzeszowie. Obecną edycję poszerzono o publikacje na temat obszarów przy granicy wewnętrznej Unii Europejskiej, obejmując

tym samym wszystkie tereny przygraniczne Polski.

W *Informatorze...* Czytelnicy znajdą podstawowe wiadomości metodologiczne, m.in. cel, zakres przedmiotowy i podmiotowy oraz sposób wykorzystania wyników badań obszarów przygranicznych. Publikacja zawiera także krótką charakterystykę analiz, folderów i opracowań statystycznych.

*Informator...* został wydany w wersji polsko-angielsko-rosyjskiej; dostępny jest również na stronie Urzędu.

W marcu br. ukazały się także:

- „Biuletyn Statystyczny” nr 2/2018,
- *Bezrobocie rejestrowane. I—IV kwartał 2017 roku,*
- *Budownictwo mieszkaniowe I—IV kwartał 2017 roku,*
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — styczeń 2018 r.,*
- *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w lutym 2018 r.,*
- *Jak korzystamy z Internetu? — 2017,*
- *Koniunktura w przemyśle, budownictwie, handlu i usługach 2000—2018 — marzec 2018,*
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w lutym 2018 r.,*
- *Rachunek podaży i wykorzystania wyrobów i usług w 2014 roku,*
- *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2017.*
- „Wiadomości Statystyczne” nr 3(682)/2018.

## Do Autorów

### **Szanowni Państwo!**

- W „Wiadomościach Statystycznych” publikowane są artykuły o charakterze naukowym poświęcone teorii i praktyce statystycznej, prezentujące wyniki oryginalnych badań teoretycznych lub analitycznych wykorzystujących metody statystyki matematycznej, opisowej lub ekonometrii. W miesięczniku zamieszczane są również artykuły przeglądowe, popularnonaukowe, recenzje publikacji naukowych oraz inne opracowania informacyjne. Prezentowany w artykule naukowym problem badawczy powinien być jednoznacznie zdefiniowany oraz istotny dla oceny zjawisk społecznych lub gospodarczych. Wyniki studiów przeprowadzanych w artykułach winny oddziaływać na rozwój myśli statystycznej oraz edukacji, wnosząc oryginalny wkład do tej dziedziny.

Czasopismo publikuje także artykuły i opracowania prezentujące informacje o teorii i praktyce statystycznej, jak również o problemach edukacji statystycznej. Dotyczą one: programów badań statystycznych statystyki publicznej, systemu zbierania i udostępniania informacji statystycznych, zastosowań informatyki w statystyce, informacji o konferencjach naukowych, działalności organów doradczych prezesa GUS oraz edukacji statystycznej.

- Artykuły kierowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy winni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy. W przypadku prezentacji badań prowadzonych przez Autorów należy opisać zastosowaną w nich metodę. Przy prezentacji nowatorskich metod analizy pożądane jest podanie przykładu pokazującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach. W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń odnoszących się do tych treści, Autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi na łamach miesięcznika.
- Po wstępnej ocenie przez Redakcję „Wiadomości Statystycznych” tematyki artykułu pod względem zgodności z profilem czasopisma, artykuły mające charakter naukowy przekazywane są do recenzji osobom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach, które w ocenie kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników.
- Recenzowanie artykułów odbywa się zgodnie z jednym z dwóch systemów rekomendowanych przez MNiSW — stosowana jest zasada single-blind. Szczegółowe informacje dotyczące procedury recenzowania, kryteria oceny oraz wzór karty recenzji artykułu znajdują się na stronie internetowej „Wiadomości Statystycznych” w zakładce *Recenzowanie artykułów*.

- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają Redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.
- Kontroli poprawności stosowanych przez Autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.
- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Podstawą tej decyzji jest wynik dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
  - o nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem *ghostwriting*;
  - o podawaniu jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu artykułu, określanemu w języku angielskim terminem *guest authorship*.

Stwierdzone przypadki nierzetelności naukowej w tym zakresie mogą być ujawniane. W celu przeciwdziałania zjawiskom *ghostwriting* i *guest authorship* należy dołączyć do przesłanego artykułu oświadczenie, którego wzór zamieszczono na stronie internetowej czasopisma (link do załącznika znajduje się w zakładce *Do Autorów*).

Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.

**Redakcja „Wiadomości Statystycznych” zastrzega sobie prawo dokonywania w artykułach zmian tytułów, skrótów i przeredagowania tekstu i tablic bez naruszenia zasadniczej myśli Autora.**

**Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza, że nie wypłaca Autorom honorariów za opracowanie artykułów zamieszczanych na łamach naszego czasopisma oraz nie pobiera opłat za ich publikację.**

**Redakcja „Wiadomości Statystycznych” informuje, że istnieje możliwość publikacji na łamach miesięcznika artykułów w języku angielskim.**

Uprzejmie informujemy, że od 2007 r. „Wiadomości Statystyczne” znajdują się na liście polskich punktowanych czasopism naukowych Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego.

W komunikacie MNiSW z dnia 18 grudnia 2015 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych wraz z liczbą punktów przyznawanych za publikację w tych czasopismach, miesięcznikowi „Wiadomości Statystyczne” przyznano **12 punktów**.

Miesięcznik posiada konto w Polskiej Bibliografii Naukowej. „Wiadomości Statystyczne” są indeksowane w następujących bazach: Index Copernicus, CEJSH (*Central European Journal of Sciences and Humanities*) oraz w BazEkon.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza:

- wersja elektroniczna czasopisma jest jego wersją pierwotną;
- dostęp do pełnej zawartości czasopisma jest otwarty;
- datą publikacji numeru „Wiadomości Statystycznych” w otwartym dostępie w Internecie jest dzienna data jego zamieszczenia na stronie internetowej czasopisma;
- wersja artykułów zamieszczonych w otwartym dostępie jest ich wersją ostateczną;
- **materiały zamieszczone w „Wiadomościach Statystycznych” są chronione prawem autorskim. Przedruk tekstu może nastąpić wyłącznie za zgodą Redakcji. Treści cytowane z „Wiadomości Statystycznych” powinny być opatrzone dokładną informacją o źródle ich pochodzenia.**

#### **Informacje dotyczące wymaganej formy oraz kompletności artykułów przesyłanych do „Wiadomości Statystycznych”**

- Artykuły należy przysyłać pocztą elektroniczną pod adresem:

**[a.swiderska@stat.gov.pl](mailto:a.swiderska@stat.gov.pl)**  
**Redakcja „Wiadomości Statystycznych”**  
**Główny Urząd Statystyczny**  
**al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa**

- Tytuł powinien być podany w językach polskim i angielskim. Konieczne jest dołączenie skróconej informacji (streszczenia) treści artykułu (ok. 10 wierszy) w językach polskim i angielskim. **Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: zwięźle sprecyzowany cel badania, przybliżony jego zakres i przyjętą metodologię oraz ważniejsze wnioski.**
- Prosimy o podanie słów kluczowych, w językach polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Prosimy również o podanie kodów klasyfikacji JEL (*Journal of Economic Literature*).
- **Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu przez Autora warunku przesłania oświadczenia.**
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji pod adresem: **[a.swiderska@stat.gov.pl](mailto:a.swiderska@stat.gov.pl)** lub telefonicznie: 22 608 32 25.

#### **Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu**

Artykuł powinien mieć optymalną objętość (łącznie z wykresami, tablicami i literaturą) 10—20 stron przygotowanych zgodnie z poniższymi wytycznymi:

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format \*.doc lub \*.docx.

2. Czcionka:
  - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
  - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
  - o tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Arial, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
  - o tekst główny — Arial, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
  - o przypisy — Arial, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy, mapy i schematy powinny być zamieszczone w artykule oraz koniecznie przesłane w oddzielnym oryginalnym pliku, np. Excelu lub Corelu. Należy także przekazać dane, na podstawie których opracowano wykresy i schematy. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS w zakładce *Publikacje: stat.gov.pl/statystyka-regionalna/publikacje-regionalne/podreczniki-atlasy/podreczniki/mapy-statystyczne-opracowanie-i-prezentacja-danych,1,1.html*.
9. Tablice — koniecznie w formie edytowalnej — należy zamieszczać w tekście zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np.  $\mathbf{P}$ ,  $\mathbf{N}_{ij}$ ); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np.  $\mathbf{w}$ ,  $\mathbf{x}_i$ ); pozostałe zmienne — małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np.  $w$ ,  $x_i$ ,  $Z$ ).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wyk.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Wykaz literatury załącznikowej i przytoczenia konkretnych prac w treści artykułu należy przygotować według stylu APA (American Psychological Association).

### **Zasady przywoływania pracy w tekście:**

- a. Jeden autor: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwisko autora i datę publikacji pracy, a w przypadku więcej niż jednej pracy danego autora opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie (np. 2001a).  
Przykład zapisu:  
Jak stwierdza Iksiński (2001)...  
Badania wskazują, iż... (Iksiński, 2001).
- b. Dwóch autorów: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwiska obu autorów i datę publikacji pracy, a w przy-



padku więcej niż jednej pracy tych autorów opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie. Nazwiska autorów zawsze należy łączyć spójnikiem „i”, nawet w przypadku przywoływania publikacji obcojęzycznej.

Przykład zapisu:

Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)...

Badania wskazują, iż... (Iksiński i Nowak, 1999).

- c. Od trzech do pięciu autorów: przywołanie po raz pierwszy — należy wymienić nazwiska wszystkich autorów, rozdzielając je przecinkami i stawiając spójnik „i” pomiędzy dwoma ostatnimi nazwiskami. Przy kolejnych wskazaniach tej samej pracy można zastosować określenie „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (w przypadku gdy nazwiska autorów nie stanowią części struktury zdania).

Przykład zapisu:

Przywołanie po raz pierwszy:

Jak sugerują Nowak, Iksiński i Jankiewicz (2003)...

Badania (Nowak, Iksiński i Jankiewicz, 2003) wskazują, iż...

Kolejne przywołania:

Badania Nowaka i współpracowników (2003)...

Badania te wskazują, iż... (Nowak i in., 2003).

- d. Sześciu i więcej autorów: wymienić należy tylko nazwisko pierwszego autora, zarówno gdy praca przywoływana jest po raz pierwszy, jak i w późniejszych przywołaniach, natomiast pozostałych autorów należy zastąpić skrótem „i in.” (gdy nazwiska nie stanowią części struktury zdania). W literaturze cytowanej należy umieścić nazwiska wszystkich autorów pracy.

Przykład zapisu:

Nowakowski i współpracownicy twierdzą, iż... (1997).

Pierwsze badania na ten temat (Nowakowski i in., 1997) sugerują...

- e. Przywoływanie jednocześnie kilku prac: należy wymienić je alfabetycznie, według nazwiska pierwszego autora. Przywołania kolejnych prac muszą być oddzielone średnikiem i umieszczone w nawiasie. Lata wydania prac tego samego autora/autorów muszą być oddzielone przecinkiem.

Przykład zapisu:

(Iksiński, 2001; Nowak i Iksiński, 1999)

(Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak i Iksiński, 1999).

- f. Przywoływanie pracy za innym autorem: stosujemy w tekście, natomiast w literaturze cytowanej umieszczamy jedynie pracę czytaną.

Przykład zapisu:

Jak wykazał Nowakowski (1990; za: Zieniecka, 2007)...

Badania sugerują, iż ... (Nowakowski, 1990; za: Zieniecka, 2007).

15. Wykaz literatury powinien być zamieszczony na końcu opracowania. Prace należy zapisać alfabetycznie, według nazwiska pierwszego autora. W przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora/autorów należy je uporządkować według roku publikacji. Jeśli kilka prac tego samego autora/autorów zostało opublikowanych w tym samym roku, należy wstawić litery a, b, c itd. po roku publikacji, porządkując prace alfabetycznie według tytułu.

Zapis dotyczący każdej nowej pracy należy zacząć bez wcięcia, wyrównanie do lewego marginesu, a w kolejnych wierszach zapisu stosować wcięcie 0,4 cm.

### **Zasady zapisu literatury załącznikowej:**

Poniżej znajdują się schematy zapisów bibliograficznych podstawowych źródeł (artykułów i książek). Sposoby zapisu innych, rzadziej przywoływanych źródeł są szczegółowo opisane w szóstym wydaniu *Publication Manual of the American Psychological Association*.

- a. Artykuł w czasopiśmie, w którym każdy kolejny numer/zeszyt (*issue*) w ramach jednego rocznika ma osobną numerację stron (w każdym zeszycie pierwsza strona opatrzona jest numerem 1):  
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik* (zeszyt), strona początku—strona końca.
  - b. Artykuł w czasopiśmie, w którym kolejne numery/zeszyty (*issues*) w ramach jednego rocznika nie mają osobnej numeracji stron (pierwsza strona w kolejnym zeszycie opatrzona jest numerem kolejnym, po ostatniej stronie w zeszycie poprzednim):  
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik*, strona początku—strona końca.
  - c. Jeśli artykuł ma numer DOI (*Digital Object Identifier*), należy podać go na końcu zapisu bibliograficznego:  
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik*, strona początku—strona końca. DOI: xxxxx.
  - d. Książka:  
Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y. (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
  - e. Książka napisana pod redakcją:  
Nazwisko, X. (red.). (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
  - f. Rozdział w pracy zbiorowej:  
Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, B. Nazwisko 2 (red.), *Tytuł książki* (s. strona początku—strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
  - g. Jeśli dany tekst znajduje się na stronie internetowej i nie jest artykułem w czasopiśmie, książką ani rozdziałem w książce, należy podać autora, datę publikacji (jeśli jest znana), tytuł, a następnie zamieścić informacje o stronie, z której został pobrany tekst:  
Nazwisko, X. (rok). *Tytuł tekstu*. Pobrane z: adres strony internetowej.
16. W wykazie literatury należy zamieścić wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.
  17. Opracowanie przygotowane w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłane do Autora z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań Redakcji.

# Zakres tematyczny poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

## STUDIA METODOLOGICZNE

W tym dziale zamieszczane są artykuły naukowe przedstawiające teoretyczne rozwiązania metodologiczne, ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace o charakterze przeglądowym i porównawczym oraz dotyczące etyki statystycznej. Poruszane w nich zagadnienia obejmują różne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii. Omawiane tu rezultaty badawcze mogą znaleźć efektywne zastosowanie w badaniach empirycznych oraz analizach statystycznych i służyć podnoszeniu ich jakości, jak również powiększeniu zasobu informacyjnego.

## STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dział ten obejmuje prace poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; prace te wykorzystują w szczególności dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Zamieszczane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wyników informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania, wraz z propozycjami efektywnych metod rozwiązywania owych problemów.

## EDUKACJA STATYSTYCZNA

Artykuły publikowane w tym dziale dotyczą metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. Odnosi się to zwłaszcza do problemów związanych z kształceniem w zakresie umiejętności stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także do wykorzystywania nowoczesnych koncepcji i metod dydaktycznych (w tym eksperymentów i pokazów) oraz pomocy naukowych w nauczaniu statystyki. Uwaga skoncentrowana jest na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do tej dziedziny wiedzy, jak również na rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym, np. w środkach społecznego przekazu.

## STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

To blok tematyczny zawierający artykuły z zakresu wykorzystania narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wynikowych, ich prezentacji i rozpowszechniania oraz opracowania dotyczące nowoczesnych technik programistycznych, interaktywnych i komunikacyjnych umożliwiających potencjalnym użytkownikom danych statystycznych ich wykorzystanie w oczekiwany przez siebie zakresie i pożądanej formie. W dziale tym mogą być publikowane również artykuły dotyczące: wykorzystania technologii informacyjnych i komunikacyjnych (ICT), gospodarki opartej na wiedzy, problematyki innowacyjności, przepływu informacji we współczesnym społeczeństwie (w tym z użyciem Internetu) oraz przetwarzania i analizy zagadnień związanych z Big Data.

## Z DZIEJÓW STATYSTYKI

Prace publikowane w tym dziale poświęcone są historii prowadzenia obserwacji statystycznych oraz rozwoju ich metodologii i narzędzi. Ponadto zamieszczone są tu informacje dotyczące życia i osiągnięć zawodowych wybitnych statystyków, jak również najważniejszych instytucji i organizacji statystycznych w Polsce i za granicą.

## INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Dział ten obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach w życiu statystyki polskiej i międzynarodowej, działalności Rady Statystyki oraz z życia Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także sprawozdania z prestiżowych konferencji naukowych, recenzje książek naukowych i popularnonaukowych z zakresu statystyki i ekonometrii, jak również rekomendacje nowych, istotnych i ciekawych pozycji wydawniczych dotyczących tego obszaru wiedzy. Jest to jedyna część czasopisma zawierająca teksty niemające charakteru artykułów naukowych.