

Cena 12,00 zł
(VAT 5%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

GŁÓWNY URZĄD
STATYSTYCZNY
STATISTICS
POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL
ASSOCIATION

MIESIĘCZNIK
MONTHLY JOURNAL
LUTY
FEBRUARY 2019

Numer **2** (693)
Issue



Cena 12,00 zł
(VAT 5%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

GŁÓWNY URZĄD
STATYSTYCZNY
STATISTICS
POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL
ASSOCIATION

MIESIĘCZNIK
MONTHLY JOURNAL
ROK LXIV
VOLUME 64
LUTY
FEBRUARY 2019

Numer
Issue **2** (693)

RADA NAUKOWA / SCIENTIFIC COUNCIL

dr Dominik Rozkrut (przewodniczący/chairman) — Uniwersytet Szczeciński, Główny Urząd Statystyczny, dr hab. Bożena Balcerzak-Paradowska, prof. IPiSS — Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, prof. dr hab. Czesław Domański — Uniwersytet Łódzki, dr hab. Elżbieta Gołata, prof. UEP — Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, prof. Semen Matkovskiy, PhD — Ivan Franko National University of Lviv, prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa — Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, Główny Urząd Statystyczny, prof. dr hab. Józef Oleński — Uczelnia Łazarskiego, prof. dr hab. Tomasz Panek — Szkoła Główna Handlowa, assoc. prof. ing. Iveta Stankovičová, PhD — Comenius University in Bratislava, prof. dr hab. Marek Walesiak — Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, prof. dr hab. Józef Zegar — Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej — Państwowy Instytut Badawczy
sekretarz/secretary: Paulina Kucharska-Singh

KOLEGIUM REDAKCYJNE / EDITORIAL BOARD

mgr Renata Bielak — Główny Urząd Statystyczny, dr Marek Cierpień-Wolan — Uniwersytet Rzeszowski, Urząd Statystyczny w Rzeszowie, dr hab. Grażyna Dehnel, prof. UEP — Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Urząd Statystyczny w Poznaniu, dr Jacek Kowalewski — Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Urząd Statystyczny w Poznaniu, dr Jan Kubacki — Urząd Statystyczny w Łodzi, mgr Władysław Wiesław Łagodziński — Polskie Towarzystwo Statystyczne, dr Grażyna Marciniak — Główny Urząd Statystyczny, dr hab. Andrzej Młodak — Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego w Kaliszu, Urząd Statystyczny w Poznaniu, dr Stanisław Paradyś, dr hab. Mateusz Pipień — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz — Wyższa Szkoła Informatyki Stosowanej i Zarządzania pod auspicjami Polskiej Akademii Nauk, dr hab. Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, prof. US — Uniwersytet Szczeciński, dr Wioletta Wrzaszcz — Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej — Państwowy Instytut Badawczy, Główny Urząd Statystyczny, dr inż. Agnieszka Zgierska — Główny Urząd Statystyczny

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

redaktor naczelny / editor-in-chief: Marek Cierpień-Wolan
zastępca redaktora naczelnego / deputy editor-in-chief: Andrzej Młodak
redaktorzy tematyczni / thematic editors: Jan Kubacki, Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, Agnieszka Zgierska
redaktor/editor: Wioletta Wrzaszcz
sekretarz/secretary: Małgorzata Zygmunt

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

GUS, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel./phone +48 22 608 32 25
e-mail: m.zygmunt@stat.gov.pl
stat.gov.pl

Wersja elektroniczna, stanowiąca wersję pierwotną czasopisma, jest dostępna na stat.gov.pl
An electronic edition of the journal is an original one. It is available at stat.gov.pl

© Copyright by Główny Urząd Statystyczny / Statistics Poland



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment
al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel./phone +48 22 608 31 45

Informacje w sprawie nabywania czasopism / Information on purchasing of the journal

tel./phone +48 22 608 32 10, +48 22 608 38 10

Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny / technical editor)

Ewa Krawczyńska (skład i lamanie / typesetting)

Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczycy / Proof-Reading Section supervised by Bożena Gorczyca

Andrzej Kajkowski (wykresy/figures)

Indeks 381306

Prenumerata jest prowadzona przez / Subscription is realised by RUCH S.A.
Zamówienia na prenumeratę można składać na stronie / Orders at www.prenumerata.ruch.com.pl

SPIS TREŚCI

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Marcin Salamaga — <i>Segmentacja rynków Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem metody CMS</i>	5
Artur Mikulec — <i>Przekrojowe tablice trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim</i>	17
Małgorzata Wośiek, Ryszard Kata — <i>Handel na pograniczu polsko-ukraińskim — wybrane aspekty ekonomiczne</i>	44
Beata Jackowska, Ewa Wycinka — <i>Wpływ generacji na ryzyko wypadków drogowych</i>	64

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

<i>Konferencja Spójność i Dobrostan Społeczności Lokalnych a Rozwój Innowacyjny</i> (oprac. Patryk Barszcz)	83
<i>Wydawnictwa GUS — styczeń 2019 r.</i> (oprac. Justyna Gustyn)	86
<i>Do Autorów</i>	88

CONTENTS

STATISTICS IN PRACTICE

Marcin Salamaga — <i>Segmentation of markets in Central and Eastern Europe with the use of the CMS method</i>	5
Artur Mikulec — <i>Cross-section tables of enterprise duration in Łódzkie voivodship</i>	17
Małgorzata Wosiek, Ryszard Kata — <i>Trade at the Polish-Ukrainian borderland — selected economic aspects</i>	44
Beata Jackowska, Ewa Wycinka — <i>The impact of generation on the risk of road accidents</i>	64

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

<i>A conference Community Cohesion and Well-Being, and Innovative Development</i> (by Patryk Barszcz)	83
<i>Publications of Statistics Poland — January 2019</i> (by Justyna Gustyn)	86
<i>To the Authors</i>	88

Segmentacja rynków Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem metody CMS¹

Marcin Salamaga^a 

Streszczenie. Celem badania przedstawionego w artykule jest przeprowadzenie analizy porównawczej krajów Europy Środkowo-Wschodniej w zakresie efektów towarzyszących zmianom ich eksportu. Wykorzystano dane Eurostatu za rok 2016. Efekty zmian eksportu poszczególnych krajów wyodrębniono na podstawie modelu stałego udziału w rynku (Constant Market Share — CMS) opracowanego przez Leamera i Sterna. Obliczone efekty: popytowy, struktury przestrzennej, struktury towarowej i konkurencji umożliwiły szczegółową ocenę źródeł zmian zachodzących w eksporcie porównywanych krajów i pozwoliły odpowiedzieć na pytanie, w jakim stopniu zmiany w eksporcie można wytłumaczyć koniunkturą w światowym handlu określonymi grupami towarów, a w jakim wynikają one z konkurencyjności samych krajów. Dzięki zastosowaniu metod wielowymiarowej analizy statystycznej dla wyznaczonych efektów zidentyfikowano grupy krajów o najbardziej zbliżonej pozycji w układzie przestrzenno-towarowym, w tym krajów o podobnej konkurencyjności handlu.

Słowa kluczowe: metoda CMS, segmentacja rynków zagranicznych, analiza skupień, Europa Środkowo-Wschodnia

Segmentation of markets in Central and Eastern Europe with the use of the CMS method

Summary. The paper aims at making a comparative analysis of the Central and Eastern European countries in the scope of effects accompanying changes in their export. The Eurostat's data for 2016 were used in the study. The effects of changes in export of individual countries were separated based on the Constant Market Share (CMS) model developed by Leamer and Stern. The calculated effects such as: demand effect, market distribution effect, commodity composition effect and competitiveness effect enabled a detailed assessment of the sources of changes occurring in export of individual countries. They allowed, in particular, for answering the following question: to what extent may changes in export be explained by the economic situation in the world commodity trade of individual clusters and to what extent do they result from the competitiveness of these countries? The application of the multivariate statistical analysis method for the selected effects allowed for the identification of clusters of countries with the most similar position in the spatial and commodity arrangement, including countries of similar trade competitiveness.

Keywords: CMS method, foreign market segmentation, cluster analysis, Central and Eastern Europe

JEL: F1, B17, C1

¹ Praca została sfinansowana ze środków przyznanych Wydziałowi Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie w ramach dotacji na utrzymanie potencjału badawczego.

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Wydział Zarządzania.

Dobra znajomość sytuacji na rynkach zagranicznych jest kluczowa w poszukiwaniu przez eksporterów nowych odbiorców towarów i usług. Rozpoznaniu sytuacji rynkowej służą badania, których celem jest m.in. określenie pozycji eksportera na rynku, identyfikacja szans i zagrożeń na rynku międzynarodowym czy też monitorowanie oraz ocena efektów wdrażania marketingu międzynarodowego (Kumar, 2000; Sobczak, 2010). Badania tego obszaru mogą dotyczyć rynku *sensu stricto* (analiza pojemności rynku, ocena elastyczności popytu itp.) lub marketingu *sensu stricto* (badanie cen, promocji, dystrybucji), mogą też być prowadzone na styku obu tych badań (analiza chłonności, segmentacja rynku itp.). Segmentacja rynku jest jednym z najważniejszych elementów badania rynków zagranicznych. Dzięki rozpoznaniu możliwości działania na rynku, określeniu właściwych kierunków rozwoju produktu i projektowaniu działań odpowiednich do określonych segmentów przynosi ona wiele wymiernych korzyści przedsiębiorstwom poszukującym nowych rynków. W szczególności pozwala dostosować produkt i narzędzia oddziaływania do potrzeb konsumentów oraz umożliwia uzyskanie międzynarodowej przewagi konkurencyjnej (Duliniec, 1994).

Punktem odniesienia w segmentacji rynków zagranicznych może być kraj (region), konsument lub produkt. Segmentację można więc rozpatrywać w ujęciu makroekonomicznym (gdy grupowane są kraje), mezoekonomicznym (w przypadku grupowania regionów) i mikroekonomicznym (gdy dotyczy konsumentów). W zależności od tego, co stanowi punkt odniesienia, w procesie segmentacji stosuje się różne zmienne reprezentujące np. czynniki geograficzne, społeczno-demograficzne, kulturowe, ekonomiczne, psychologiczne czy behawiorystyczne.

Od strony operacyjnej segmentację rynków zagranicznych można przeprowadzić m.in. za pomocą analizy portfelowej *a priori* i *post hoc* (Green, 1977; Rao i Wang, 1995; Sobczak, 2010; Wind, 1978) oraz hierarchicznego podejścia łańcuchowego środków i celów, nastawionego na badanie preferencji i motywów konsumentów (Gutman, 1984; Young i Feigin, 1975). W praktyce często stosowana jest także segmentacja hybrydowa (mieszana), łącząca podejście *a priori* i *post hoc*. Najczęściej polega ono na makrosegmentacji *a priori*, w wyniku której powstają makrosegmenty, poddawane następnie grupowaniu w celu znalezienia homogenicznych skupień wewnątrz samych makrosegmentów (Dolnicar, 2004; Hassan i Craft, 2005; Walesiak i Bąk, 2000).

Z punktu widzenia eksportera szczególnie ważne są segmentacje uwzględniające czynniki odpowiedzialne za chłonność, pojemność, atrakcyjność geograficzną czy konkurencyjność rynku. W niniejszym artykule zaproponowano nowe podejście do segmentacji rynków zagranicznych, które wychodzi naprzeciw oczekiwaniom eksporterów. Wykorzystuje ono efekty zmian obrotów w handlu zagranicznym wyznaczone na podstawie modelu stałych udziałów w rynku (Constant Market Share — CMS).

Odpowiednie powiązanie efektów zmian obrotów w handlu zagranicznym z poszczególnymi rynkami umożliwiło ocenę ich atrakcyjności, a zastosowanie

analizy skupień pozwoliło na ich ostateczną segmentację. Celem artykułu jest analiza porównawcza krajów Europy Środkowo-Wschodniej uwzględniająca efekty towarzyszące zmianom ich eksportu. W obliczeniach posłużono się danymi z bazy Eurostatu Comext o eksporcie i imporcie towarów w 2016 r., sklasyfikowanych zgodnie z nomenklaturą Międzynarodowej Standardowej Klasyfikacji Handlu (Standard International Trade Classification — SITC).

METODA SEGMENTACJI RYNKÓW ZAGRANICZNYCH

Zastosowana w omawianym badaniu metoda segmentacji rynków stanowi połączenie modelu stałego udziału w rynku (Leamer i Stern, 1970; Tyszyński, 1951) oraz analizy skupień. Podstawą modelu CMS są trzy macierze: $\mathbf{X}^{(0)}$ — macierz wartości eksportu w okresie podstawowym, która zawiera wartości eksportu j -tego produktu do i -tego kraju w okresie bazowym, $\mathbf{X}^{(t)}$ — macierz wartości eksportu w okresie badanym zawierająca wartości eksportu j -tego produktu do i -tego kraju w okresie badanym i \mathbf{R} — macierz wskaźników dynamiki eksportu w zakresie j -tego produktu na i -tym rynku. Specyfikacja macierzy jest następująca:

$$\mathbf{X}^{(0)} = \begin{bmatrix} x_{11}^{(0)} & x_{12}^{(0)} & \dots & x_{1n}^{(0)} \\ x_{21}^{(0)} & x_{22}^{(0)} & \dots & x_{2n}^{(0)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{m1}^{(0)} & x_{m2}^{(0)} & \dots & x_{mn}^{(0)} \end{bmatrix} \quad \mathbf{X}^{(t)} = \begin{bmatrix} x_{11}^{(t)} & x_{12}^{(t)} & \dots & x_{1n}^{(t)} \\ x_{21}^{(t)} & x_{22}^{(t)} & \dots & x_{2n}^{(t)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{m1}^{(t)} & x_{m2}^{(t)} & \dots & x_{mn}^{(t)} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & \dots & r_{1n} \\ r_{21} & r_{22} & \dots & r_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{m1} & r_{m2} & \dots & r_{mn} \end{bmatrix}$$

gdzie:

n — liczba partnerów handlowych (rynków),

m — liczba towarów (grup towarowych, branż itp.).

W pierwotnym modelu CMS Tyszyński dokonał rozdzielenia zmiany obrotów na dwa czynniki — strukturalny i wyrażający konkurencyjność. W późniejszym czasie model ten ulegał modyfikacjom i aktualnie najbardziej znana jest jego rozbudowana wersja, zaproponowana przez Leamera i Sterna (1970).

Model Leamera-Sterna-Tyszyńskiego można rozpatrywać zarówno w ujęciu grup towarowych, jak i w ujęciu rynków zagranicznych, które przyjęto w niniejszym opracowaniu. Dla każdego rynku zmianę obrotów handlowych można przedstawić następująco (Mynarski, 2001):

$$\Delta x_i = (r - 1) \sum_{j=1}^m x_{ij}^{(0)} + (r_i - r) \sum_{j=1}^m x_{ij}^{(0)} + \left(\sum_{j=1}^m r_{ij} x_{ij}^{(0)} - r_i \sum_{j=1}^m x_{ij}^{(0)} \right) + \left(\sum_{j=1}^m x_{ij}^{(t)} - \sum_{j=1}^m r_{ij} \sum_{j=1}^m x_{ij}^{(0)} \right)$$

Dla i -tego rynku efekty cząstkowe są następujące:

- $(r - 1) \sum_{j=1}^m x_{ij}^{(0)}$ — efekt popytowy, odzwierciedlający wpływ popytu światowego na obroty w handlu zagranicznym. Dodatnia wartość tego efektu oznacza korzystną koniunkturę na rynku;
- $(r_i - r) \sum_{j=1}^m x_{ij}^{(0)}$ — efekt struktury geograficznej, który pokazuje wpływ zróżnicowania rynkowego na zmianę eksportu. Dodatnia wartość tego efektu świadczy o atrakcyjności geograficznej danego rynku;
- $\sum_{j=1}^m r_{ij} x_{ij}^{(0)} - r_i \sum_{j=1}^m x_{ij}^{(0)}$ — efekt struktury towarowej, który pokazuje wpływ zróżnicowania asortymentowego na obroty w handlu zagranicznym. Dodatni wynik tego efektu oznacza prawidłową strukturę asortymentową na danym rynku;
- $\sum_{j=1}^m x_{ij}^{(t)} - \sum_{j=1}^m r_{ij} \sum_{j=1}^m x_{ij}^{(0)}$ — efekt konkurencji, odzwierciedlający wpływ konkurencyjności kraju będącego eksporterem. Dodatnia wartość tego efektu wskazuje na względnie wysoką konkurencyjność eksportowanych towarów.

W przyjętej metodyce badawczej efekty obliczone dla każdego rynku zostały wykorzystane do oceny względnej atrakcyjności rynku poprzez obliczenie średnich udziałów każdego efektu w imporcie poszczególnych importerów. Uśrednione wartości udziałów efektów pozwalają ocenić z perspektywy przeciętnego eksportera², czy:

- koniunktura na danym rynku jest korzystna;
- rynek jest atrakcyjny pod względem lokalizacji przestrzennej;
- łatwo jest uzyskać na rynku prawidłową strukturę asortymentową towarów;
- łatwo jest konkurować na rynku w zakresie określonej grupy towarowej.

Dodatni udział odpowiedniego efektu w całkowitym imporcie z określonego kierunku wskazuje przeciętną atrakcyjność rynku w rozpatrywanym zakresie (np. koniunktury światowej, dopasowania struktury asortymentowej czy łatwości konkurowania na danym rynku). W konsekwencji dodatni efekt wyjaśnia wzrost importu na dany rynek. Ujemny udział określonego efektu w imporcie wskazuje

² W celu uniknięcia nieporozumień odnośnie do terminów *importer* i *eksporter* przyjęto, że jeśli punktem odniesienia jest określony rynek, to zewnątrzni partnerzy handlowi, którzy dostarczają towary na ten rynek, są nazywani importerami, a jeśli punktem odniesienia są przedsiębiorstwa poszukujące rynków zbytu, to określa się je jako eksporterów. W niniejszym badaniu eksporterami/importerami są kraje UE, zatem przez pojęcie *import* należy rozumieć zakupy wewnątrzspółnotowe, a przez pojęcie *eksport* — sprzedaż wewnątrzspółnotową.

na nieatrakcyjność rynku w danym zakresie i skutkuje zmniejszeniem wielkości importu z określonego kierunku. Należy podkreślić, że zaproponowane tu wykorzystanie efektów obliczonych za pomocą modelu Leamera-Sterna-Tyszyńskiego nie jest konwencjonalne, ponieważ model ten został skonstruowany do oceny działań eksporterów, jednakże — jak pokazano — modyfikacja obliczonych efektów umożliwia także ocenę atrakcyjności samych rynków przeznaczenia eksportu.

Drugim etapem proponowanej procedury segmentacji jest analiza skupień rynków zagranicznych według wskaźników atrakcyjności rynków (obliczonych udziałów efektów w imporcie przeciętnego importera). Posłużono się tu popularną metodą *k*-średnich. Segmentacji poddano kraje Europy Środkowo-Wschodniej: Bułgarię, Chorwację, Czechy, Estonię, Litwę, Łotwę, Polskę, Rumunię, Słowację, Słowenię i Węgry w zakresie grup produktów sklasyfikowanych na dwucyfrowym poziomie dezagregacji SITC. Badanie przeprowadzono osobno dla czterech grup towarów o różnym poziomie nasycenia czynnikami produkcji. Segmentację wykonano więc dla produktów (Misala i Pluciński, 2000):

- technologicznie intensywnych (nr 51, 52, 54, 57-59, 7-75-76-78, 87 i 88 SITC);
- kapitałochłonnych (nr 1, 35, 53, 55, 62, 67, 68 i 78 SITC);
- pracochłonnych (nr 26, 6-62-67-68 i 8-87-88 SITC);
- surowcochłonnych (nr 0, 2-26, 3-35, 4 i 56 SITC).

WYNIKI BADANIA

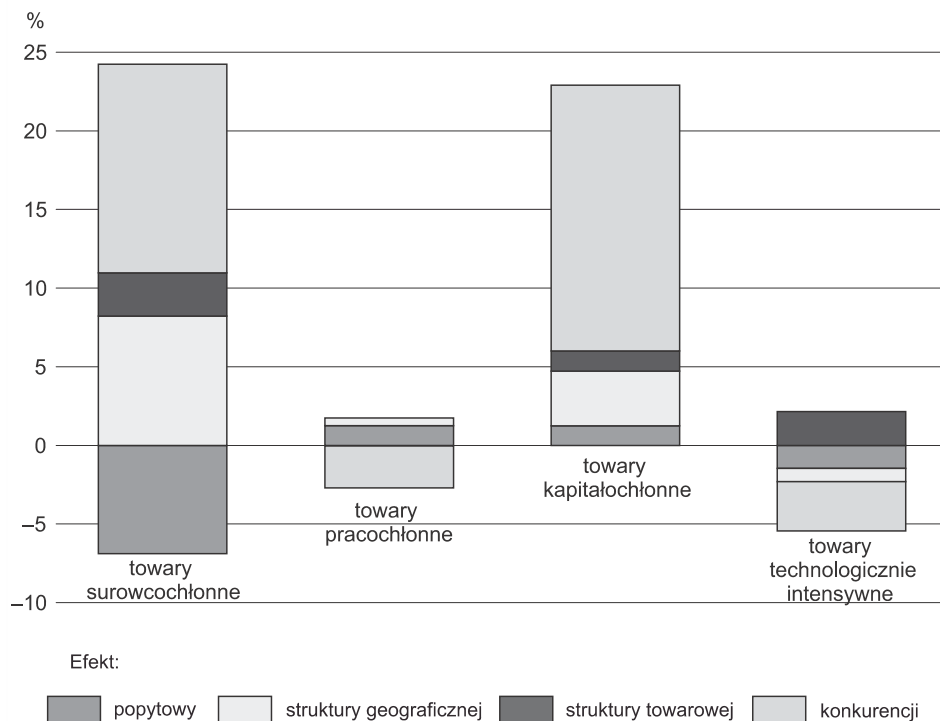
Wartość zmiany eksportu każdego kraju UE (eksportera) została zdekomponowana na cztery składowe efekty wyodrębnione w układzie rynkowym zgodnie z przedstawionym wzorem. Rynkami przeznaczenia eksportu danego kraju były rynki 11 krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Dla każdego rynku obliczono udziały efektów w wartościach importu pochodzącego od każdego kraju UE będącego importerem.

Na wykresie przedstawiono średnie udziały efektów modelu CMS w imporcie do Polski w 2016 r. w przeliczeniu na jednego importera w grupach produktów o różnym nasyceniu czynnikami produkcji.

Z wykresu wynika, że zasadniczym czynnikiem wzrostu importu towarów surowcochłonnych do Polski jest względna łatwość konkutowania tego typu towarów, a w dalszej kolejności efekt konkurencji wyjaśnił 13,26% importu w 2016 r. pochodzącego od przeciętnego importera, atrakcyjność samego rynku (efekt struktury geograficznej uzasadnił 8,22% importu pochodzącego od przeciętnego importera) i łatwość ustalania prawidłowej struktury asortymentowej towaru (efekt towarowy wyjaśnił 2,75% importu przeciętnego importera). Rynek towarów surowcochłonnych charakteryzował się ujemnym efektem popytu, który obniżał poziom importu u przeciętnego importera o 6,88%.

W przypadku towarów pracochłonnych na polskim rynku trudno jest konkurować (ujemny efekt konkurencji), a czynnikami wpływającymi pozytywnie na wzrost importu są światowy popyt na towary pracochłonne (dodatni efekt popytu światowego) oraz wzrost zróżnicowania rynkowego obrotów (dodatni efekt struktury geograficznej). W przypadku towarów kapitałochłonnych korzystny wpływ na import do Polski mają wszystkie efekty, a w największym stopniu efekt konkurencji, który wyjaśnia 16,91% importu przeciętnego importera.

ŚREDNIE UDZIAŁY EFEKTÓW MODELU CMS W IMPORCIE DO POLSKI W 2016 R. PRZYPADAJĄCE NA IMPORTERA WEDŁUG STOPNIA NASYCENIA TOWARÓW CZYNNIKAMI PRODUKCJI



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Z kolei jeśli chodzi o towary technologicznie intensywne, to jedynie efekt struktury towarowej wzmacnia ich import do Polski (efekt ten wyjaśnia 2,42% importu przeciętnego importera). Pozostałe efekty hamują napływ importu, a w największym stopniu — zróżnicowanie rynkowe.

Ogólną ocenę atrakcyjności *ex post* poszczególnych rynków krajów Europy Środkowo-Wschodniej, uwzględniającą wszystkie grupy towarowe, ustalono na

podstawie wartości przeciętnych udziałów tych efektów w imporcie na dany rynek w przeliczeniu na importera w 2016 r. (tabl. 1).

Analizując efekt geograficzny na poszczególnych rynkach, można stwierdzić, że najatrakcyjniejszym rynkiem do inwestowania jest Polska (efekt geograficzny wyjaśnia ok. 8,2% importu pochodzącego od przeciętnego importera z UE), a w drugiej kolejności Litwa, z udziałem efektu geograficznego w imporcie przeciętnego importera wynoszącym 6,7%.

Najmniej atrakcyjnymi rynkami dla europejskich importerów (o ujemnych wskaźnikach efektu geograficznego) okazały się Słowacja i Łotwa. Prawidłową strukturę asortymentową najłatwiej można było uzyskać na Słowacji i w Chorwacji (na Słowacji efekt struktury towarowej był najwyższy i stanowił ponad 10,0% przeciętnego importu z krajów UE), a najtrudniej — w Czechach.

W przypadku towarów najłatwiejsze było konkurowanie ze Słowenią (efekt konkurencji wyjaśnia ok. 141,8% importu przeciętnego eksportera), a w drugiej kolejności — z Estonią. Najtrudniej było konkurować z Węgrami, a następnie — ze Słowacją. Reasumując, badane rynki wykazują znaczące różnicowanie zarówno w obrębie obliczonych efektów, jak i w relacji pomiędzy efektami.

TABL. 1. ŚREDNI UDZIAŁ EFEKTÓW MODELU CMS W IMPORCIE DO POSZCZEGÓLNYCH KRAJÓW EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ W PRZELICZENIU NA IMPORTERA W 2016 R.

Kraje	Efekt			
	popytowy	geograficzny	towarowy	konkurencji
	w %			
Bułgaria	0,339	-3,491	5,303	16,849
Chorwacja		-3,409	8,085	23,962
Czechy		6,015	1,978	27,398
Estonia		0,748	8,408	121,498
Litwa		6,721	2,903	4,639
Łotwa		-8,578	4,978	8,797
Polska		8,224	2,751	13,262
Rumunia		6,711	6,708	70,624
Słowacja		-9,135	10,025	3,088
Słowenia		1,722	3,493	141,750
Węgry		4,385	2,950	2,836

Źródło: jak przy wykresie.

Ze względu na duże różnicowanie rodzajów towarów w handlu zagranicznym zdecydowano się na przeprowadzenie segmentacji rynków osobno w grupach towarów o różnym nasyceniu czynnikami produkcji. Tego typu segmentacja wydaje się ważna zwłaszcza z punktu widzenia eksportera wyspecjalizowanego w handlu określonego rodzaju towarami. Wykorzystano metodę *k*-średnich. Wstępną liczbę skupień ustalono na podstawie podziału krajów metodą Warda z odległością euklidesową, a optymalną — na podstawie przyrostu pierwszej wyraźnej odległości aglomeracyjnej. Rynki UE pogrupowano ze względu na

udział poszczególnych efektów w imporcie przeciętnego importera, a wyniki analizy skupień przedstawiono według towarów o różnym stopniu nasycenia czynnikami produkcji. Biorąc pod uwagę powyższe kryteria, w przypadku towarów technologicznie intensywnych kraje Europy Środkowo-Wschodniej podzielono na cztery grupy (segmenty) o następujących składach:

- 1) Rumunia i Słowacja,
- 2) Czechy i Słowenia,
- 3) Chorwacja, Estonia i Litwa,
- 4) Bułgaria, Łotwa, Polska i Węgry.

TABL. 2. WARTOŚCI UDZIAŁU EFEKTÓW W IMPORCIE PRZECIĘTNEGO IMPORTERA WEDŁUG SEGMENTÓW RYNKÓW TOWARÓW TECHNOLOGICZNIE INTENSYWNYCH

Numer segmentu	Efekt			
	popytowy	geograficzny	towarowy	konkurencji
	w %			
1	} 1,11	1,05	2,60	7,42
2		2,79	3,14	107,05
3		3,73	3,29	53,19
4		-1,23	1,74	2,39

Źródło: jak przy wykresie.

Na podstawie tabl. 2 można stwierdzić, że wzrost importu z tytułu efektu światowego popytu na towary technologicznie intensywne stanowi 1,11% importu przeciętnego importera z UE w 2016 r. Najatrakcyjniejsze dla importerów pod względem konkurowania tymi towarami okazały się segmenty 2 i 3. Pod względem łatwości dopasowania struktury asortymentowej towarów najkorzystniej z punktu widzenia importera wyróżniał się segment 3, a najmniej — segment 4. Pod względem geograficznym najbardziej interesujący dla importerów towarów technologicznie intensywnych okazał się segment 2, a najmniej — segment 4. Dodatnie znaki efektów struktury konkurencji i towarowej we wszystkich wyróżnionych segmentach świadczą o tym, że zarówno lokalizacja rynków, jak i ich konkurencyjność sprzyjały zwiększaniu poziomu importu towarów technologicznie intensywnych (choć w różnym stopniu) w każdym segmencie rynkowym.

Następnie dokonano segmentacji krajów Europy Środkowo-Wschodniej jako rynku dla towarów kapitałochłonnych. Metodą *k*-średnich wydzielono trzy segmenty rynkowe:

- 1) Łotwa i Słowenia,
- 2) Czechy, Litwa, Polska, Rumunia i Węgry,
- 3) Bułgaria, Chorwacja, Estonia i Słowacja.

W tabl. 3 przedstawiono udziały efektów w imporcie przeciętnego importera według wyodrębnionych segmentów rynków towarów kapitałochłonnych.

TABL. 3. WARTOŚCI UDZIAŁU EFEKTÓW W IMPORCIE PRZECIĘTNEGO IMPORTERA WEDŁUG SEGMENTÓW RYNKÓW TOWARÓW KAPITAŁOCHŁONNYCH

Numer segmentu	Efekt			
	popytowy	geograficzny	towarowy	konkurencji
	w %			
1	} 4,35	2,08	3,14	17,15
2		4,08	1,36	3,29
3		3,57	3,87	63,47

Źródło: jak przy wykresie.

Z tabl. 3 wynika, że efekt światowego popytu na towary kapitałochłonne wyjaśnił 4,35% importu przeciętnego importera z UE w 2016 r. Najkorzystniejszy dla importerów pod względem konkurowania okazał się segment 2, a w drugiej kolejności — segment 3. W segmencie tym importerzy byli w stanie najłatwiej dopasować asortyment towarów do lokalnych uwarunkowań, a ponadto tutaj znajdowali najlepsze warunki do konkurowania. Przeciętnie najtrudniej było importerom dopasować strukturę asortymentową w segmencie 2, który stanowił także najmniej atrakcyjny rynek dla towarów kapitałochłonnych.

Podział krajów Europy Środkowo-Wschodniej metodą *k*-średnich ze względu na udział efektów w imporcie towarów pracochłonnych pozwolił wyodrębnić następujące segmenty:

- 1) Bułgaria, Litwa i Słowacja,
- 2) Chorwacja, Czechy i Słowenia,
- 3) Estonia, Łotwa, Polska, Rumunia i Węgry.

W tabl. 4 pokazano udziały efektów w imporcie przeciętnego importera według segmentów rynków towarów pracochłonnych.

TABL. 4. WARTOŚCI UDZIAŁU EFEKTÓW W IMPORCIE PRZECIĘTNEGO IMPORTERA WEDŁUG SEGMENTÓW RYNKÓW TOWARÓW PRACOCHŁONNYCH

Numer segmentu	Efekt			
	popytowy	geograficzny	towarowy	konkurencji
	w %			
1	} 1,255	3,72	-0,01	122,14
2		3,57	0,54	17,69
3		1,29	0,24	-1,98

Źródło: jak przy wykresie.

Z tabl. 4 wynika, że w przypadku towarów pracochłonnych koniunktura była korzystna; efekt popytu światowego wyjaśniał 1,26% importu przeciętnego importera z UE w 2016 r. Segment ten wyróżniał się najwyższym udziałem efektu geograficznego, co oznacza, że obejmował rynki najatrakcyjniejsze dla importerów europejskich. Segment ten wyróżniał się największą łatwością w konkurowaniu produktami, zaś segment 2 — w dopasowaniu struktury asortymentowej towarów pracochłonnych (pod tym względem segment 1 wypadł najsłabiej).

Segmentacja rynków Europy Środkowo-Wschodniej metodą *k*-średnich ze względu na udział efektów krajów w imporcie towarów surowcochłonnych dała następujące wyniki:

- 1) Rumunia i Słowenia,
- 2) Bułgaria i Łotwa,
- 3) Czechy, Estonia i Polska,
- 4) Chorwacja, Litwa, Słowacja i Węgry.

W celu scharakteryzowania wyróżnionych segmentów posłużono się średnim poziomem udziału efektów w imporcie do poszczególnych segmentów w przeliczeniu na przeciętnego importera w 2016 r.

TABL. 5. WARTOŚCI UDZIAŁU EFEKTÓW W IMPORCIE PRZECIĘTNEGO IMPORTERA WEDŁUG SEGMENTÓW RYNKÓW TOWARÓW SUROWCOCHŁONNYCH

Numer segmentu	Efekt			
	popytowy	geograficzny	towarowy	konkurencji
	w %			
1	} -6,88	4,13	4,66	148,14
2		-5,70	4,45	14,56
3		4,90	3,88	53,58
4		-0,26	5,39	9,97

Źródło: jak przy wykresie.

Z tabl. 5 wynika, że w przypadku towarów surowcochłonnych koniunktura nie była korzystna i efekt popytowy prowadził do zmniejszania importu przeciętnego importera we wszystkich segmentach rynku. Segmenty 1 i 3 (a zwłaszcza 1) charakteryzowały się szczególnie korzystnymi warunkami konkurowania towarów różnych importerów. Segment 4 wyróżniał się łatwością w dopasowaniu struktury asortymentowej towarów surowcochłonnych, a segment 3 — przeciętnie największą atrakcyjnością. Najtrudniej w zakresie towarów surowcochłonnych było konkurować w segmentach 4 oraz 2, a ponadto segment 2 był najmniej atrakcyjny pod względem lokalizacji.

PODSUMOWANIE

Jak wykazano w artykule, podstawą do przeprowadzenia segmentacji rynków zagranicznych może być model stałego udziału w rynku (CMS). Jego zaletą jest możliwość wyodrębnienia różnych efektów towarzyszących zmianom obrotów w handlu zagranicznym, co pozwala porównać koniunkturę na poszczególnych rynkach, ich atrakcyjność geograficzną, zdolność konkurencyjną na nich towarami, łatwość uzyskania pożądanej selektywności rynku itd.

Odpowiednia transformacja efektów obliczonych metodą Leamera-Sterna-Tyszyńskiego umożliwiła zbadanie, czy i w jakim zakresie poszczególne czynniki wpływały na zmiany obrotów na konkretnych rynkach. Zastosowanie analizy skupień do uzyskanych w ten sposób wyników pozwoliło na segmentację rynków Europy Środkowo-Wschodniej, dzięki czemu w poszczególnych segmentach znalazły się kraje najpodobniejsze do siebie pod względem wyznaczonych efektów.

Otrzymane wyniki dowiodły ponadto dużego zróżnicowania wielkości efektów zarówno pomiędzy grupowanymi krajami, jak i pomiędzy grupami towarowymi o różnym stopniu nasycenia czynnikami produkcji.

Przedstawioną w niniejszym artykule propozycję segmentacji rynków zagranicznych w ujęciu makroekonomicznym można traktować jako uzupełnienie dotychczasowych podejść oraz wstęp do dalszych badań tego typu. Wydaje się, że może być ona przydatna dla eksporterów poszukujących nowych rynków zbytu, gdyż uwzględnia czynniki istotne z ich punktu widzenia, takie jak atrakcyjność rynku, możliwości konkurencyjne różnymi rodzajami towarów itp. Z pewnością jednak nie zastąpi to szczegółowych badań mających na celu rozpoznanie potrzeb konsumentów, ich sytuacji społeczno-ekonomicznej czy stworzenie ich profilu psychograficznego oraz behawioralnego (określenie stylu kupowania, wzorców konsumpcji, warunków dokonywania zakupu itp.).

Należy też podkreślić, że otrzymane wyniki podziałów rynków odnoszą się do efektów towarzyszących międzynarodowym obrotom handlowym w 2016 r. W celu dokonania pełnej oceny ich stabilności w czasie konieczne są badania obejmujące dłuższy horyzont czasowy.

BIBLIOGRAFIA

- Dolnicar, S. (2004). Beyond „Commonsense Segmentation” — a Systematic of Segmentation Approaches in Tourism. *Journal of Travel Research*, 42(3), 244—250.
- Dulinić, E. (1994). *Badania marketingowe w zarządzaniu przedsiębiorstwem*. Warszawa: PWN.
- Green, P. E. (1977). New Approach to Market Segmentation. *Business Horizons*, 20(1), 61—73.
- Gutman, J. (1984). Analyzing Consumer Orientations Toward Beverages through Means-End Chain Analysis. *Psychology & Marketing*, 1(3/4), 23—43.
- Hassan, S. S., Craft, S. H. (2005). Linking Global Market Segmentation Decisions with Strategic Positioning Options. *Journal of Consumer Marketing*, 22(2), 81—89.

- Kumar, V. (2000). *International Marketing Research*. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- Leamer, E., Stern, R. (1970). *Quantitative International Economics*. Chicago: Aldine Publishing Co.
- Misala, J., Pluciński, E. M. (2000). *Handel wewnątrzgałęziowy między Polską a Unią Europejską. Teoria i praktyka*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa, 152—153.
- Mynarski, S. (2001). *Badania rynkowe w przedsiębiorstwie*. Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Rao, Ch. P., Wang, Z. (1995). Evaluating Alternative Strategies in Standard Industrial Markets. *European Journal of Marketing*, 29(2), 58—75.
- Sobczak, E. (2010). *Segmentacja rynków zagranicznych*. Wrocław: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Tyszyński, H. (1951). World trade in manufactured commodities, 1899—1950. *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 19(3), 272—304.
- Walesiak, M., Bąk, A. (2000). *Conjoint analysis w badaniach marketingowych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Wind, Y. (1978). Issues and Advances in Segmentation Research. *Journal of Marketing Research*, 15(3), 317—337.
- Young, S., Feigin, B. (1975). Using the Benefit Chain for Improved Strategy Formulation. *Journal of Marketing*, 39(3), 72—74.

Przekrojowe tablice trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim¹

Artur Mikulec^a 

Streszczenie. Celem artykułu jest omówienie sposobu konstrukcji przekrojowych tablic trwania oraz przedstawienie wyników przekrojowej analizy czasu trwania przedsiębiorstw w woj. łódzkim (w tym w miastach na prawach powiatu: Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach) w latach 2001–2015, przeprowadzonej na podstawie danych REGON. Przedstawiono wybrane informacje z przekrojowych tablic trwania firm w ujęciu rocznym, sporządzonych dla przedsiębiorstw zlikwidowanych w woj. łódzkim, m.in. ocenę prawdopodobieństwa likwidacji i przetrwania przedsiębiorstw w pierwszym, trzecim i piątym roku przed likwidacją oraz ocenę prawdopodobieństwa dotrwania i przetrwania w okresie 0–1, 0–3 i 0–5 lat przed likwidacją.

Uzyskane wyniki potwierdziły, że w każdym z analizowanych okresów występowało duże podobieństwo charakterystyk związanych z czasem trwania przedsiębiorstw w całym woj. łódzkim oraz w Łodzi. Sytuacja przedsiębiorstw z Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic różniła się pod względem czasu trwania od sytuacji jednostek z Łodzi, szczególnie w przypadku trzeciego roku działalności gospodarczej przed likwidacją.

Słowa kluczowe: analiza trwania, tablice przekrojowe, tablice trwania przedsiębiorstw, województwo łódzkie, Łódź, Piotrków Trybunalski, Skierniewice

Cross-section tables of enterprise duration in Łódzkie voivodship

Summary. The aim of the article is to discuss the method of constructing cross-section tables and to present the results of cross-sectional analysis of enterprise duration in Łódzkie voivodship in the years 2001–2015 (including cities with powiat status such as Łódź, Piotrków Trybunalski and Skierniewice). The analysis was conducted on the basis of data derived from the National Official Business Register REGON. The article with selected annual information from cross-sectional enterprise duration tables prepared for enterprises liquidated in Łódzkie voivodship contains i.a., assessment of liquidation survival probability of enterprises in the first, third and fifth year before liquidation, and estimation of the probability of persistence and survival in the period 0–1, 0–3 and 0–5 years before liquidation.

The obtained results confirmed that in each of the analysed periods there was a strong similarity in characteristics of enterprise duration in Łódzkie voivodship, including Łódź. However, the situation of enterprises from Piotrków Trybunalski and Skierniewice differed in terms of duration from the situation of units from Łódź, particularly for the third year before liquidation.

Keywords: duration analysis, cross-section tables, enterprise duration tables, Łódzkie voivodship, Łódź, Piotrków Trybunalski, Skierniewice

JEL: C10, C14, C41

¹ Artykuł jest rozszerzoną, a zarazem ostateczną wersją referatu wygłoszonego na XXXV Międzynarodowej Konferencji Naukowej Wielowymiarowa Analiza Statystyczna, która odbyła się w dniach 7–9 listopada 2016 r. w Łodzi.

^a Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny.

Analiza przeżycia jest zbiorem procedur statystycznych w analizie danych, dla których badaną zmienną jest czas pojawienia się określonego zdarzenia (Stanisz, 2007). Istnieje wiele zastosowań analizy przeżycia (Balicki, 2006; Landmesser, 2013), począwszy od medycyny, zdrowia i epidemiologii, poprzez biologię i inne dziedziny przyrodnicze, na naukach technicznych, społecznych, aktuarialnych oraz ekonomii², zarządzaniu i marketingu kończąc. Szczególnym obszarem zastosowań tego rodzaju analizy jest demografia (analiza historii zdarzeń), a inne ciekawe jej zastosowania można odnaleźć w pracy Klein i Goel (1992). W badaniach ekonomicznych za pomocą wymienionych metod statystycznych realizuje się ważne cele poznawcze i praktyczne, np. tablice trwania życia (przekrojowe) są wykorzystywane przez demografów, a także przez instytucje ubezpieczeniowe, natomiast tablice trwania przedsiębiorstw (przekrojowe) pozwalają na lepsze zrozumienie zagadnienia przetrwania firm oraz mogą się przyczynić do poprawy i rozwoju programów wsparcia dla nowo powstałych przedsiębiorstw.

Celem artykułu jest omówienie sposobu konstrukcji przekrojowych tablic trwania przedsiębiorstw oraz przedstawienie i interpretacja wyników przekrojowej analizy czasu trwania przedsiębiorstw³ w woj. łódzkim, w tym w trzech miastach na prawach powiatu: Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach, w latach 2001—2015. Przeanalizowano podobieństwa i różnice oraz zmiany w zakresie czasu trwania firm zlikwidowanych w latach 2001—2015. Na podstawie wcześniej przeprowadzonej analizy wskaźnikowej (Mikulec, 2017) postawiono hipotezy, że:

- biorąc pod uwagę znaczny udział przedsiębiorstw z Łodzi, aktywnie prowadzących działalność gospodarczą w skali woj. łódzkiego ogółem (ponad 38%), ocena prawdopodobieństwa związanego z czasem trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych w Łodzi oraz w woj. łódzkim ogółem będzie podobna;
- tym samym charakterystyki związane z czasem trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych w Łodzi będą się znacznie różniły od charakterystyk jednostek zlikwidowanych w Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach.

PRZEGLĄD LITERATURY

Rosnące zainteresowanie metodami analizy historii zdarzeń i ich upowszechnianie datuje się od lat 70. XX w. Początkowo metody te stosowano w statystyce aktuarialnej (do badania zgonów) oraz w demografii (analiza przeżycia). Ze

² W naukach społecznych i ekonomicznych przyjęło się używać określenia *analiza trwania*.

³ W celu uniknięcia niezręczności stylistycznych wynikających z powtórzenia słów określenia *przedsiębiorstwo*, *jednostka* i *firma* w znaczeniu ogólnym są używane zamiennie.

względu na ich uniwersalny charakter rozwijano je w wielu dyscyplinach naukowych. Analizie historii zdarzeń poddawany jest odpowiednio zdefiniowany proces wraz z jego dynamiką. Jednostki uczestniczące w procesie bada się m.in. ze względu na: czas pobytu w określonych stanach, przejścia pomiędzy stanami, zdarzenia określonego typu, ich sekwencję i rozkład w czasie (Frątczak, Józwiak i Paszek, 1996; Frątczak, Sienkiewicz i Babiker, 2014).

Metody analizy historii zdarzeń, w tym metody analizy przeżycia (trwania), znajdują zastosowanie m.in. w monitorowaniu zjawisk demograficznych, społecznych i ekonomicznych. Podstawy teoretyczne tej metody oraz przykłady jej wykorzystania można znaleźć w pracach Frątczak i współpracowników (1996, 2014) oraz w publikacjach: Aalen, Borgan i Gjessing (2008); Bieszk-Stolorz (2013); Hozer, Markowicz i Stolorz (2008) oraz Markowicz i Stolorz (2006). Wiedzę o podstawach teoretycznych analizy danych przekrojowych przynoszą prace: Balicki (2006); Markowicz (2012); Jackowska (2013), a wyniki analizy przeżycia w postaci przekrojowych tablic trwania są dostępne w pracach: Kędelski (1997) — dla ludności w Wielkopolsce; Markowicz (2012) — dla firm w woj. zachodniopomorskim; Jackowska (2013) — dla osób starszych w Polsce, w tym w woj. pomorskim, oraz w rocznych publikacjach Głównego Urzędu Statystycznego (GUS) *Trwanie życia*⁴ — dla ogółu ludności w Polsce.

PRZEKROJOWE ROCZNE TABLICE TRWANIA PRZEDSIĘBIORSTW

W analizie trwania przyjmuje się, że czas trwania przedsiębiorstwa jest szczególnego rodzaju nieujemnie określoną zmienną losową ciągłą T ($T \geq 0$), która oznacza czas, jaki upływa od momentu jego powstania do momentu wystąpienia określonego zdarzenia, z reguły likwidacji. Założenie to wydaje się racjonalne, gdyż w momencie powstawania przedsiębiorstwa nie można ustalić, jak długo będzie ono funkcjonowało. Należy przy tym zdawać sobie sprawę, że długość jego czasu trwania może być różna (w sensie czasu własnego $(0; \infty)$, nie zaś kalendarzowego), czyli może zmieniać się w czasie i w przestrzeni w zależności od rodzaju przedsiębiorstwa. Ponadto zakłada się, że firma może tylko raz doświadczyć analizowanego zdarzenia (Frątczak i in., 1996, s. 23—25; Frątczak i in., 2014, s. 37—40; Jackowska, 2013, s. 16—28; Markowicz, 2012, s. 34—37).

⁴ Tablice trwania życia w Polsce są publikowane od lat 50. XX w. — w pięcioletnich odstępach ukazują się publikacje zawierające pełne tablice trwania życia. Równoległe, począwszy od wczesnych lat 70., przy zastosowaniu innej metody, corocznie opracowywano skrócone tablice trwania życia. W połowie lat 90. metoda obliczeń została ujednoczona i od 1995 r. co roku opracowuje się tylko tablice pełne, których parametry mogą być prezentowane w dowolnych grupowaniach według wieku, a jednocześnie zapewniają porównywalność wyników z poprzednimi tablicami skróconymi (GUS, 2017).

Tablice trwania przedsiębiorstw zalicza się do nieparametrycznych metod analizy trwania z czasem ciągłym, ponieważ nie wymagają założenia o analitycznej postaci rozkładu czasu związanego z obserwowanym zdarzeniem. Zestawia się w nich liczbę firm, które doznały określonego zdarzenia (np. likwidacji), oraz liczbę jednostek trwających w kolejnych przedziałach czasu (okresach). Wyznacza się m.in. prawdopodobieństwo likwidacji przedsiębiorstw oraz prawdopodobieństwo związane z czasem ich trwania (dotrwania, przetrwania). Przekrojowe tablice trwania umożliwiają obserwowanie firm pochodzących z różnych kohort w krótkich okresach, np. w przekrojach rocznych. Tak określona zbiorowość stanowi zatem przekrój przez wszystkie funkcjonujące w danym okresie kohorty — inaczej mówiąc, są to kohorty hipotetyczne (Jackowska, 2013, s. 67—72). Jak z tego wynika, w analizie przekrojowej można wykorzystać wzory z analizy kohortowej, odpowiednio modyfikując ich interpretację⁵.

W omawianej analizie badaną grupę⁶ stanowiły przedsiębiorstwa zlikwidowane w danym roku (tabl. 1), natomiast obserwowanym zdarzeniem była ich likwidacja oraz czas tego zdarzenia⁷. W analizie przekrojowej (poprzecznej) nie występują obserwacje cenzurowane, gdyż określenie czasu likwidacji jest możliwe dla wszystkich badanych jednostek. Czas trwania firm od powstania do likwidacji podzielono na roczne przedziały (t^* , $t^* + 1$), natomiast symbolem t^* oznaczono początek poszczególnych okresów (przedziałów)⁸. Określenie modelu przeżycia jako rozkładu zmiennej losowej T powoduje, że może go reprezentować dowolna funkcja probabilistyczna (lub ich zestaw) opisująca ten rozkład (Balicki, 2006). Tablice przekrojowe, nieprecyzujące postaci tych funkcji, bazują na ogólnym modelu przeżycia; podane niżej wzory pozwalają na wyznaczenie ocen (przybliżeń) prawdopodobieństwa w poszczególnych przypadkach.

Okresy w tablicy przekrojowej (tak jak w kohortowej) są numerowane od $t = 0, 1, \dots, w$, a zatem dla zadanego $t = k$ przez okresy wcześniejsze należy ro-

⁵ Wyniki kohortowych tablic trwania przedsiębiorstw w woj. łódzkim zamieszczono w pracy Mikulec (2018a).

⁶ Określenie *grupa* odnosi się w niniejszej pracy do przedsiębiorstw zlikwidowanych w danym roku (2001, 2002, ..., 2015). W tekście pojawia się też określenie *podgrupa*, które oznacza pewną część jednostek zlikwidowanych, pochodzących z aktualnie omawianej grupy, np. jednostki zlikwidowane w 2001 r., a pochodzące z piątego roku przed likwidacją (są to więc jednostki zlikwidowane w 2001 r., funkcjonujące na rynku cztery lata i więcej, a mniej niż pięć lat, tj. <4, 5) — pochodzące z różnych kohort).

⁷ Rozpatrywano model jednego stanu — zarejestrowania oraz wyrejestrowania (likwidacji) przedsiębiorstwa.

⁸ Przy konstrukcji tablic przekrojowych należy zdecydować, jaki okres przed likwidacją — uwzględniając rok powstania przedsiębiorstwa — będzie analizowany. W omawianej analizie przyjęto okres obserwacji 25 lat dla ogółu firm z woj. łódzkiego i z Łodzi oraz 15 lat dla jednostek z Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic, przy czym w artykule zaprezentowano tylko wybrane wyniki.

zumieć okresy o numerach $k - 1, k - 2, \dots, 2, 1, 0$, a przez okresy późniejsze — okresy o numerach $k + 1, k + 2, \dots, w - 2, w - 1, w^9$. Kolejność interpretacji wyników z tablic przekrojowych jest taka sama jak w przypadku kohortowych — od góry do dołu tablicy, zgodnie ze zdefiniowanym w niej czasem własnym przedsiębiorstw¹⁰. Należy jednak pamiętać, że *de facto* obserwujemy jednostki, które w roku $t = 0$ (od którego zaczyna się tablica) uległy likwidacji, stąd też interpretacje poszczególnych prawdopodobieństw formułowane są inaczej niż w analizie kohortowej. Przede wszystkim o z_t mówi się jako o przedsiębiorstwach zlikwidowanych, pochodzących z okresu numer t , tj. z przedziału czasu $(t^*, t^* + 1)$ przed likwidacją, czyli powstałych w tym okresie.

Liczbę przedsiębiorstw n_{t+1} , które dotrwały do początku okresu numer $t + 1$ przed likwidacją¹¹, obliczono jako¹²:

$$n_{t+1} = n_t - z_t \quad (1)$$

gdzie:

$t = 0, 1, \dots$, — numer okresu w tablicy,

n_t — liczba jednostek, które dotrwały do początku okresu t , przy czym n_t dla okresu numer $t = 0$ (n_0) to wyjściowa liczebność grupy, a więc liczba przedsiębiorstw zlikwidowanych w danym roku,

z_t — liczba przedsiębiorstw zaliczanych do zlikwidowanych, pochodzących z okresu numer t , tj. z przedziału czasu $(t^*, t^* + 1)$ przed likwidacją (czyli powstałych w tym okresie).

⁹ Przykładowo, analizując jednostki pochodzące z okresu numer $t = 4$, a więc z przedziału czasu $(4, 5)$, tj. z piątego roku przed likwidacją, dla ogółu firm z woj. łódzkiego i Łodzi za okresy wcześniejsze uznaje się te o numerach $t = 3, 2, 1, 0$ (przedsiębiorstwa likwidują się w $t = 0$), a za późniejsze — okresy o numerach $t = 5, 6, \dots, 25$.

¹⁰ Czas trwania przedsiębiorstw, zarówno w tablicach kohortowych, jak i przekrojowych, mierzy się w ten sam sposób: jest to różnica między datą likwidacji a datą powstania. Inne grupowanie danych — według roku powstania (tablice kohortowe dla przedsiębiorstw powstałych) oraz według roku likwidacji (tablice przekrojowe dla przedsiębiorstw zlikwidowanych) — powoduje, że interpretacja wyników analizy przekrojowej (analiza wstecz) jest trudniejsza niż w przypadku analizy kohortowej (analiza wpród), mimo że obie dotyczą zdarzeń, które już wystąpiły. Ponadto analiza przekrojowa częściowo dotyczy tych samych jednostek, tj. przedsiębiorstw powstałych-zlikwidowanych w latach 2001—2015 (por. Mikulec, 2017, s. 42—47).

¹¹ Dla ułatwienia interpretacji początek okresu o numerze $t + 1$ można umownie traktować jako koniec okresu o numerze t .

¹² Definicje i wzory stanowią opracowanie własne autora na podstawie prac: Balicki (2006), s. 44—67, 88—105; Jackowska (2013), s. 16—23, 65—72, 85—95; Markowicz (2012), s. 34—37, 92—95. W artykule pominięto wprowadzenia wzorów.

Inaczej mówiąc, wartości n_t w tablicy przekrojowej wskazują, ile przedsiębiorstw spośród tych zlikwidowanych w okresie $t = 0$ powstało na rynku w okresie numer t , tj. w przedziale czasu $\langle t^*, t^* + 1 \rangle$ przed likwidacją.

Ocenę prawdopodobieństwa likwidacji przedsiębiorstwa \hat{f}_t dla okresu numer t , tj. dla przedziału czasu $\langle t^*, t^* + 1 \rangle$ przed likwidacją — pod warunkiem, że nie zostało ono zaliczone do jednostek zlikwidowanych, pochodzących z wcześniejszych okresów/przedziałów (powstałych we wcześniejszych okresach/przedziałach) — obliczono jako:

$$\hat{f}_t = \frac{z_t}{n_t} \quad (2)$$

Wartości \hat{f}_t w tablicy przekrojowej wskazują zatem, jakie jest szacunkowe prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t = 0$, pochodziło z okresu numer t , tj. z przedziału czasu $\langle t^*, t^* + 1 \rangle$ przed likwidacją. To oznacza, że zanim uległo likwidacji, powstało na rynku w okresie numer t , tj. w przedziale czasu $\langle t^*, t^* + 1 \rangle$ przed likwidacją.

Estymator prawdopodobieństwa przetrwania przedsiębiorstwa \hat{p}_t dla okresu numer t , tj. dla przedziału czasu $\langle t^*, t^* + 1 \rangle$ przed likwidacją — pod warunkiem, że nie zostało ono zaliczone do jednostek zlikwidowanych, pochodzących z wcześniejszych okresów/przedziałów (powstałych we wcześniejszych okresach/przedziałach) — wyznaczono jako:

$$\hat{p}_t = 1 - \hat{f}_t \rightarrow \hat{p}_t = \frac{n_{t+1}}{n_t} \rightarrow \hat{p}_t = \frac{n_t - z_t}{n_t} \quad (3)$$

gdzie n_t, n_{t+1} — liczba przedsiębiorstw, które dotrwały do początku okresu numer t i $t + 1$, a więc do początku przedziału czasu $\langle t^*, t^* + 1 \rangle$ i $\langle t^* + 1, t^* + 2 \rangle$.

Wartości \hat{p}_t w tablicy przekrojowej wskazują zatem, jakie jest szacunkowe prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t = 0$, nie pochodziło z okresu numer t , tj. z przedziału czasu $\langle t^*, t^* + 1 \rangle$ przed likwidacją. To oznacza, że zanim uległo likwidacji, powstało na rynku później niż do końca okresu numer t , a zatem powstało w okresie numer $t + 1$, tj. w przedziale czasu $\langle t^* + 1, t^* + 2 \rangle$ przed likwidacją.

Ocenę prawdopodobieństwa dotrwania przedsiębiorstwa \hat{F}_t dla okresu numer t , informującego o tym, że zanim przedsiębiorstwo uległo likwidacji w okresie $t = 0$,

dotrwało najwyżej do końca okresu numer t (tj. do początku okresu numer $t + 1$), obliczono jako:

$$\hat{F}_t = \frac{n_0 - n_{t+1}}{n_0} \rightarrow \hat{F}_t = \frac{\sum_{i=0}^t z_i}{n_0} \quad (4)$$

gdzie $\sum_{i=0}^t z_i$ — suma przedsiębiorstw zlikwidowanych, pochodzących z okresów od 0 do t (powstałych w tych okresach), a więc w przedziałach czasu $\langle 0, 1 \rangle$, $\langle 1, 2 \rangle$, ..., $\langle t^* - 1, t^* \rangle$, $\langle t^*, t^* + 1 \rangle$.

Reasumując, wartości \hat{F}_t w tablicy przekrojowej wskazują, jakie jest szacunkowe prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$, powstało na rynku nie później niż do końca okresu numer t , a zatem pochodziło z okresu od numeru 0 do t , tj. z przedziału czasu $\langle 0, t^* + 1 \rangle$ przed likwidacją.

Estymator prawdopodobieństwa przetrwania przedsiębiorstwa \hat{S}_t dla okresu numer t , informującego o tym, że zanim przedsiębiorstwo uległo likwidacji w okresie $t=0$, przetrwało dłużej niż do końca okresu numer t (tzn. do początku okresu numer $t + 1$ lub później), dany jest wzorem:

$$\hat{S}_t = 1 - \hat{F}_t \rightarrow \hat{S}_t = \frac{n_{t+1}}{n_0} \rightarrow \hat{S}_t = \frac{n_0 - \sum_{i=0}^t z_i}{n_0} \quad (5)$$

W praktyce wartości \hat{S}_t w tablicy przekrojowej wskazują, jakie jest oszacowanie prawdopodobieństwa tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$, powstało na rynku później niż do końca okresu numer t , a zatem pochodziło z okresów od numeru $t + 1$ do w , tj. z przedziału czasu $\langle t^* + 1, \dots \rangle$ przed likwidacją.

Funkcję ryzyka (intensywności, hazardu) \hat{h}_t dla okresu numer t , informującą o tym, jak szybko z okresu na okres — w danej grupie — maleje prawdopodobieństwo przetrwania przedsiębiorstwa, obliczono jako:

$$\hat{h}_t = \frac{\hat{S}_{t-1} - \hat{S}_t}{\frac{1}{2}(\hat{S}_{t-1} + \hat{S}_t)} \quad (6)$$

gdzie \hat{S}_{t-1} , \hat{S}_t — prawdopodobieństwo przetrwania przedsiębiorstwa dla okresu numer $t - 1$, tj. przedziału czasu $\langle t^* - 1, t^* \rangle$ oraz dla okresu numer t , tj. przedziału czasu $\langle t^*, t^* + 1 \rangle$.

PRZEDSIĘBIORSTWA ZLIKWIDOWANE W WOJ. ŁÓDZKIM
(W TYM W MIASTACH NA PRAWACH POWIATU)
W LATACH 2001—2015

Podstawę analizy stanowiły dane jednostkowe o przedsiębiorstwach¹³ zlikwidowanych w latach 2001—2015 (bez względu na datę powstania) w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach — pochodzące z Krajowego Rejestru Urzędowego Podmiotów Gospodarki Narodowej (REGON)¹⁴.

¹³ Przedsiębiorstwa wybrano zgodnie z metodologią badania SP-3 Sprawozdanie o działalności gospodarczej przedsiębiorstw — rocznego badania przedsiębiorstw o liczbie pracujących do 9 osób, prowadzonego przez GUS i Urząd Statystyczny (US) w Łodzi. Pominięto kryterium wielkości przedsiębiorstwa (liczbę osób pracujących), zamierzeniem autora było bowiem, aby analiza dotyczyła ogółu przedsiębiorstw prowadzących działalność produkcyjną, handlową lub usługową na zasadach wolnorynkowych w celach zarobkowych i na własny rachunek, bez względu na ich wielkość. Analizowaną zbiorowość stanowiły zatem jednostki zorganizowane w formie: spółek handlowych (osobowych i kapitałowych), spółek cywilnych, przedsiębiorstw państwowych, spółdzielni, oddziałów przedsiębiorców zagranicznych, osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą oraz państwowych jednostek organizacyjnych, prowadzące działalność w sekcjach: A (z wyłączeniem osób fizycznych prowadzących indywidualne gospodarstwa rolne), B, C, D, E, F, G, H, I i J (z wyłączeniem instytucji kultury mających osobowość prawną), K (z wyłączeniem banków, spółdzielczych kas oszczędnościowo-kredytowych, instytucji ubezpieczeniowych, biur i domów maklerskich, towarzystw i funduszy inwestycyjnych oraz towarzystw i funduszy emerytalnych), L, M, N i P (z wyłączeniem szkolnictwa wyższego), Q (z wyłączeniem samodzielnych publicznych zakładów opieki zdrowotnej), R (z wyłączeniem instytucji kultury mających osobowość prawną) oraz S (Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 27 sierpnia 2014 r. w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2015 — Dz.U. 2014, poz. 1330 ze zm., s. 377—379).

¹⁴ Dane jednostkowe o przedsiębiorstwach powstałych i zlikwidowanych zostały zakupione w US w Łodzi i zawierały: numer identyfikacyjny w rejestrze REGON, lokalizację, formę prawną, szczegółową formę prawną, PKD, datę powstania przedsiębiorstwa i/lub datę zakończenia działalności gospodarczej oraz wielkość przedsiębiorstwa, mierzoną liczbą osób pracujących podaną przedziałowo (do 9, 10—49, 50 i więcej). REGON jest jedynym dostępnym źródłem danych o firmach powstałych i zlikwidowanych, bez względu na formę prawną, gdyż z definicji zawiera dane o wszystkich podmiotach gospodarki narodowej. Inne rejestry działalności gospodarczej: Krajowy Rejestr Sądowy, Centralna Ewidencja i Informacja o Działalności Gospodarczej (CEIDG) (wcześniej Ewidencja Działalności Gospodarczej — EDG) i Rejestr Przedstawicielstw Przedsiębiorców Zagranicznych gromadzą dane w zależności od formy prowadzenia działalności. Ze względu na pewne niedoskonałości REGON ustalenie dokładnej liczebności zdefiniowanej kohorty firm nie było możliwe, dlatego używane dane należy traktować jako dużą próbę badawczą (Markowicz, 2012, s. 103). O dostępności i przydatności danych z REGON do analizy trwania przedsiębiorstw oraz o porównaniu REGON i CEIDG (EDG) można przeczytać w pracach Celińskiej-Janowicz (2016), s. 27—43 oraz Ptak-Chmielewskiej (2012), s. 1—15.

TABL. 1. PRZEDSIĘBIORSTWA ZLIKwidOWANE^a W WOJ. ŁÓDZKIM

Rok likwidacji	ogółem	W tym		
		Łodzi	Piotrkowie Trybunalskim	Skierniewicach
Ogółem	228519	85613	8565	4828
2001	7774	3186	377	434
2002	5820	2377	240	208
2003	6708	2865	319	231
2004	7507	2986	309	222
2005	9753	3585	438	248
2006	22052	7091	1530	327
2007	15829	5805	606	277
2008	14987	5229	727	279
2009	39297	16267	748	321
2010	14045	5048	517	318
2011	21673	7949	694	601
2012	15094	5274	491	306
2013	16561	6189	577	361
2014	19644	7350	625	463
2015	11775	4412	367	232

a Bez względu na datę powstania.

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie danych jednostkowych przypisano przedsiębiorstwom zlikwidowanym w danym roku (od 2001 r.) zdarzenie powstania w latach 2001—2015 lub w latach wcześniejszych — obserwowano czas trwania przedsiębiorstw od momentu powstania do likwidacji. W rezultacie w zbiorze 228,5 tys. jednostek zlikwidowanych w woj. łódzkim w latach 2001—2015 wyodrębniono 115,6 tys. przedsiębiorstw powstałych w tych latach oraz 112,9 tys. jednostek powstałych w latach wcześniejszych; wszystkie one (bez względu na datę powstania) zostały uwzględnione w analizie przekrojowej. W zbiorze przedsiębiorstw zlikwidowanych w latach 2001—2015¹⁵ w Łodzi, których liczba wyniosła 85,6 tys., zidentyfikowano 41,3 tys. firm powstałych w tym okresie oraz 44,3 tys. jednostek utworzonych w latach wcześniejszych. W Piotrkowie Trybunalskim było to odpowiednio: 8,6 tys., 3,9 tys. oraz 4,6 tys., a w Skierniewicach odpowiednio: 4,8 tys., 2,3 tys. oraz 2,6 tys.

**WYBRANE WYNIKI PRZEKROJOWYCH TABLIC TRWANIA
PRZEDSIĘBIORSTW W WOJ. ŁÓDZKIM
(W TYM W MIASTACH NA PRAWACH POWIATU)
W LATACH 2001—2015**

Wyniki przekrojowych tablic trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych w latach 2001—2015 w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim

¹⁵ Szczegółowe informacje dotyczące podgrup przedsiębiorstw powstałych i zlikwidowanych w woj. łódzkim (oraz schemat podgrup) odnaleźć można w pracy Mikulec (2017).

i Skierniewicach, prezentowane w niniejszym artykule¹⁶ zawierają: ocenę prawdopodobieństwa likwidacji i przetrwania firmy w ustalonych, rocznych przedziałach czasu, ocenę prawdopodobieństwa dotrwania i przetrwania przedsiębiorstwa (od momentu jego powstania) oraz funkcję ryzyka. Ze względu na obszerność tablic przekrojowych¹⁷ przedstawiono wybrane wyniki analizy przekrojowej, m.in. omówiono sytuację grup przedsiębiorstw w rocznych przedziałach czasu $\langle 0, 1 \rangle$, $\langle 2, 3 \rangle$ i $\langle 4, 5 \rangle$, a więc w pierwszym, trzecim i piątym roku przed likwidacją.

Pierwszy rok przed likwidacją

W tabl. 2 zamieszczono dane o liczbie przedsiębiorstw zlikwidowanych w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach, w poszczególnych latach (w okresie $t = 0$), a także dane o ich likwidacji dla przedziału czasu $\langle 0, 1 \rangle$, a więc dla pierwszego roku przed likwidacją¹⁸. Przedsiębiorstwa, które dotrwały do początku okresu oznaczonego jako n_0 , stanowią 100% wyjściowej liczebności danej grupy.

Interpretacji wyników z poszczególnych wierszy z odpowiednich tablic przekrojowych dokonuje się podobnie. Odnosząc się do wartości z ostatniego wiersza tabl. 2 dla jednostek z woj. łódzkiego (ogółem), można stwierdzić, że:

- liczba przedsiębiorstw zlikwidowanych w $t = 0$, a więc w 2015 r., wyniosła 11,8 tys. jednostek (zob. tabl. 1) — tyle firm funkcjonowało na rynku w okresie numer 0, tj. w przedziale czasu $\langle 0, 1 \rangle$ przed likwidacją;
- liczba przedsiębiorstw zaliczanych do zlikwidowanych, z_0 , pochodzących z okresu numer 0, tj. z przedziału czasu $\langle 0, 1 \rangle$ przed likwidacją (czyli powstałych w tym okresie), to 783 jednostki;

¹⁶ Zagregowane dane o przedsiębiorstwach zlikwidowanych w latach 2001—2015 w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, udostępniono pod adresem <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.13948.44166> (Mikulec, 2018g), a w Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach — pod adresem <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.34081.10081> (Mikulec, 2018f).

¹⁷ Przekrojowe tablice trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych w latach 2001—2015 w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach, w ujęciu rocznym, udostępniono pod adresem odpowiednio: <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.29232.81928> (Mikulec, 2018e), <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.32588.26246> (Mikulec, 2018b), <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.11616.74244> (Mikulec, 2018c), <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.35943.70564> (Mikulec, 2018d).

¹⁸ Numeracja okresów oraz czas trwania w tablicach rozpoczynają się od 0 (czas własny przedsiębiorstw), czyli pierwszy rok przed likwidacją firm trwa od 0 do 1, trzeci rok przed likwidacją rozpoczyna się od 2 i trwa do 3, a piąty rok przed likwidacją rozpoczyna się od 4 i trwa do 5. Subskrypty we wzorach i w tablicach odnoszą się do: początku analizowanego przedziału czasu trwania (n), całego analizowanego przedziału czasu trwania z , \hat{f} , \hat{p} , \hat{h} lub czasu trwania mierzonego od 0 do końca analizowanego przedziału \hat{f} , \hat{S} .

- ocena prawdopodobieństwa likwidacji przedsiębiorstwa f_0 w okresie $t=0$ (2015 r.), pochodzącego z okresu numer 0, tj. z przedziału czasu $(0, 1)$ przed likwidacją, wyniosła 0,0665;
- szacunkowe prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$ (2015 r.), nie pochodziło z okresu numer 0, tj. z przedziału czasu $(0, 1)$ przed likwidacją, $\hat{\rho}_0$ wyniosło 0,9335;
- wartości ocen prawdopodobieństwa \hat{F}_0 i \hat{S}_0 dla pierwszego roku przed likwidacją przedsiębiorstw pokrywają się z \hat{f}_0 i $\hat{\rho}_0$.

**TABL. 2. CHARAKTERYSTYKI ZWIĄZANE Z CZASEM TRWANIA PRZEDSIĘBIORSTW
W WOJ. ŁÓDZKIM (w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach)
DLA PIERWSZEGO ROKU PRZED LIKWIDACJĄ
DLA KOLEJNYCH GRUP PRZEDSIĘBIORSTW**

Rok likwidacji	Przedsiębiorstwa		Ocena prawdopodobieństwa			
	które dotwały do początku okresu n_0	zlikwidowane z_0	likwidacji przedsiębiorstwa f_0	przetrvania przedsiębiorstwa $\hat{\rho}_0$	dotrvania przedsiębiorstwa \hat{F}_0	przetrvania przedsiębiorstwa \hat{S}_0

O g ó ł e m

2001	7774	1050	0,1351	0,8649	0,1351	0,8649
2002	5820	796	0,1368	0,8632	0,1368	0,8632
2003	6708	813	0,1212	0,8788	0,1212	0,8788
2004	7507	944	0,1257	0,8743	0,1257	0,8743
2005	9753	1267	0,1299	0,8701	0,1299	0,8701
2006	22052	1760	0,0798	0,9202	0,0798	0,9202
2007	15829	1610	0,1017	0,8983	0,1017	0,8983
2008	14987	1454	0,0970	0,9030	0,0970	0,9030
2009	39297	1242	0,0316	0,9684	0,0316	0,9684
2010	14045	1681	0,1197	0,8803	0,1197	0,8803
2011	21673	1380	0,0637	0,9363	0,0637	0,9363
2012	15094	1195	0,0792	0,9208	0,0792	0,9208
2013	16561	1241	0,0749	0,9251	0,0749	0,9251
2014	19644	1092	0,0556	0,9444	0,0556	0,9444
2015	11775	783	0,0665	0,9335	0,0665	0,9335

Łódź

2001	3186	450	0,1412	0,8588	0,1412	0,8588
2002	2377	334	0,1405	0,8595	0,1405	0,8595
2003	2865	334	0,1166	0,8834	0,1166	0,8834
2004	2986	389	0,1303	0,8697	0,1303	0,8697
2005	3585	457	0,1275	0,8725	0,1275	0,8725
2006	7091	646	0,0911	0,9089	0,0911	0,9089
2007	5805	565	0,0973	0,9027	0,0973	0,9027
2008	5229	561	0,1073	0,8927	0,1073	0,8927
2009	16267	464	0,0285	0,9715	0,0285	0,9715
2010	5048	658	0,1303	0,8697	0,1303	0,8697
2011	7949	540	0,0679	0,9321	0,0679	0,9321
2012	5274	445	0,0844	0,9156	0,0844	0,9156
2013	6189	484	0,0782	0,9218	0,0782	0,9218
2014	7350	459	0,0624	0,9376	0,0624	0,9376
2015	4412	309	0,0700	0,9300	0,0700	0,9300

**TABL. 2. CHARAKTERYSTYKI ZWIĄZANE Z CZASEM TRWANIA PRZEDSIĘBIORSTW
W WOJ. ŁÓDZKIM (w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach)
DLA PIERWSZEGO ROKU PRZED LIKWIDACJĄ
DLA KOLEJNYCH GRUP PRZEDSIĘBIORSTW (dok.)**

Rok likwidacji	Przedsiębiorstwa		Ocena prawdopodobieństwa			
	które dotrwały do początku okresu n_0	zlikwidowane z_0	likwidacji przedsiębiorstwa f_0	przetrvania przedsiębiorstwa \hat{p}_0	dotrwania przedsiębiorstwa \hat{F}_0	przetrvania przedsiębiorstwa \hat{S}_0
Piotrków Trybunalski						
2001	377	49	0,1300	0,8700	0,1300	0,8700
2002	240	28	0,1167	0,8833	0,1167	0,8833
2003	319	28	0,0878	0,9122	0,0878	0,9122
2004	309	35	0,1133	0,8867	0,1133	0,8867
2005	438	60	0,1370	0,8630	0,1370	0,8630
2006	1530	59	0,0386	0,9614	0,0386	0,9614
2007	606	59	0,0974	0,9026	0,0974	0,9026
2008	727	57	0,0784	0,9216	0,0784	0,9216
2009	748	50	0,0668	0,9332	0,0668	0,9332
2010	517	72	0,1393	0,8607	0,1393	0,8607
2011	694	49	0,0706	0,9294	0,0706	0,9294
2012	491	43	0,0876	0,9124	0,0876	0,9124
2013	577	37	0,0641	0,9359	0,0641	0,9359
2014	625	37	0,0592	0,9408	0,0592	0,9408
2015	367	22	0,0599	0,9401	0,0599	0,9401
Skierniewice						
2001	434	51	0,1175	0,8825	0,1175	0,8825
2002	208	23	0,1106	0,8894	0,1106	0,8894
2003	231	23	0,0996	0,9004	0,0996	0,9004
2004	222	28	0,1261	0,8739	0,1261	0,8739
2005	248	22	0,0887	0,9113	0,0887	0,9113
2006	327	33	0,1009	0,8991	0,1009	0,8991
2007	277	24	0,0866	0,9134	0,0866	0,9134
2008	279	22	0,0789	0,9211	0,0789	0,9211
2009	321	23	0,0717	0,9283	0,0717	0,9283
2010	318	37	0,1164	0,8836	0,1164	0,8836
2011	601	31	0,0516	0,9484	0,0516	0,9484
2012	306	19	0,0621	0,9379	0,0621	0,9379
2013	361	38	0,1053	0,8947	0,1053	0,8947
2014	463	20	0,0432	0,9568	0,0432	0,9568
2015	232	12	0,0517	0,9483	0,0517	0,9483

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania.

Liczba przedsiębiorstw zlikwidowanych z_0 , pochodzących z przedziału czasu $\langle 0, 1 \rangle$, tj. z pierwszego roku przed likwidacją, w przypadku kolejnych grup przedsiębiorstw z lat 2001—2015 mieściła się w przedziale od 783 do 1760 w woj. łódzkim, w tym od 309 do 658 w Łodzi, od 22 do 72 w Piotrkowie Trybunalskim i od 12 do 51 w Skierniewicach. Charakterystyczne jest, że liczba jednostek rezygnujących z prowadzenia działalności gospodarczej w pierwszym roku przed likwidacją systematycznie wzrastała w przypadku kolejnych grup przedsiębiorstw

z lat 2002—2006 pochodzących z woj. łódzkiego ogółem, Łodzi i Piotrkowa Trybunalskiego, a w dalszych latach z reguły skokowo malała. Wskazuje to na poprawę sytuacji przedsiębiorstw likwidowanych w pierwszym roku funkcjonowania w latach 2007—2015, pochodzących z woj. łódzkiego ogółem, Łodzi i Piotrkowa Trybunalskiego. Na tym tle liczba jednostek likwidowanych w Skierniewicach w latach 2001—2015, pochodzących z przedziału czasu $\langle 0, 1 \rangle$, tj. z pierwszego roku przed likwidacją, kształtowała się odmiennie — wahała się, a średnio wyniosła 27 jednostek. We wszystkich analizowanych przypadkach (województwo, miasta na prawach powiatu) najmniej przedsiębiorstw zlikwidowanych powstałych w pierwszym roku przed likwidacją odnotowano w 2015 r.

Prawdopodobieństwo likwidacji przedsiębiorstwa f_0 dla okresu numer 0, tj. dla jednostek pochodzących z przedziału czasu $\langle 0, 1 \rangle$ przed likwidacją, z reguły spadało w przypadku kolejnych grup przedsiębiorstw z lat 2001—2015 w woj. łódzkim (z 0,1351 do 0,0665) i w Łodzi (z 0,1412 do 0,0700), wyłączając lata 2009 i 2010, kiedy odnotowano znaczne wahania prawdopodobieństwa likwidacji¹⁹ (wykr. 1). Prawdopodobieństwo likwidacji firm mających mniej niż rok w przypadku jednostek z Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic wahało się w przedziale odpowiednio: od 0,0386 do 0,1393 oraz od 0,0432 do 0,1261, a najniższa jego wartość wystąpiła w 2006 r. (Skierniewice) i w 2014 r. (Piotrków Trybunalski). Ogólnie rzecz ujmując, sytuacja przedsiębiorstw z przedziału czasu $\langle 0, 1 \rangle$, tj. powstałych w pierwszym roku przed likwidacją, w woj. łódzkim ogółem i w Łodzi, a także w Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach poprawiała się w kolejnych latach (malejące prawdopodobieństwo likwidacji dla tej podgrupy jednostek).

Jak już wspomniano, w przypadku pierwszego roku przed likwidacją wartości ocen prawdopodobieństwa F_0 pokrywają się z omówionymi f_0 , a S_0 pokrywają się z \hat{p}_0 .

Dane o likwidacji i przetrwaniu przedsiębiorstw można uzupełnić o wartości funkcji hazardu, która informuje, jaki jest chwilowy potencjał do wystąpienia zdarzenia likwidacji przedsiębiorstwa, pod warunkiem że dotrwało ono do początku danego okresu. Niemniej jednak w niniejszym artykule, który zawiera tylko przegląd wyników tablic przekrojowych, interpretacja wartości funkcji intensywności likwidacji przedsiębiorstw byłaby utrudniona²⁰ i dlatego z niej zrezygnowano.

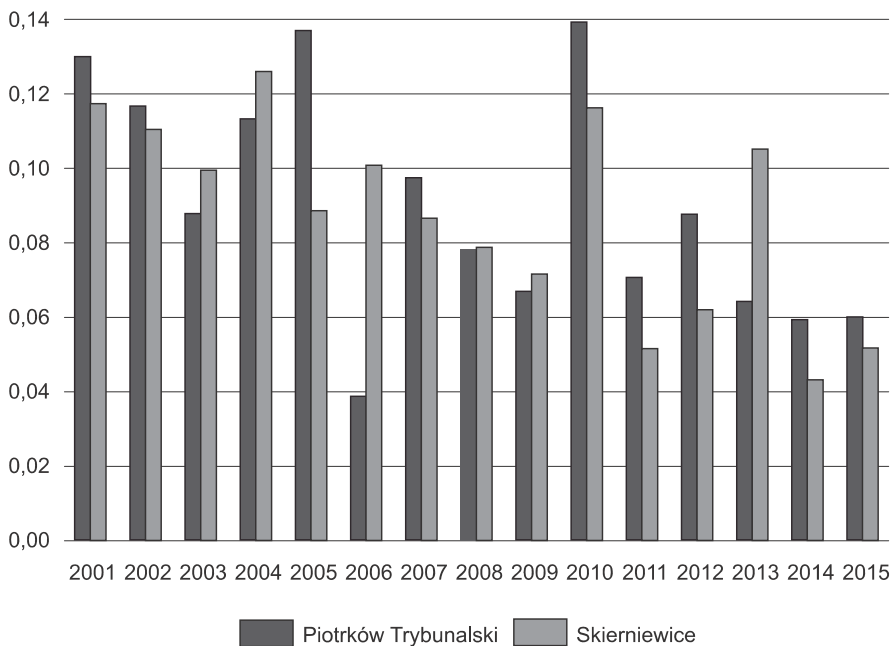
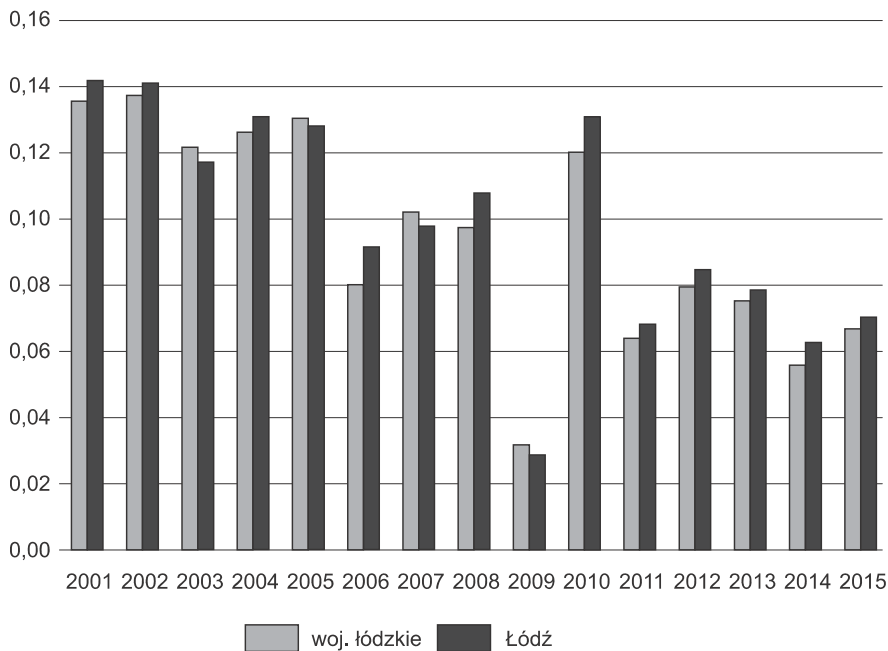
Trzeci rok przed likwidacją

Dane dotyczące sytuacji przedsiębiorstw zlikwidowanych w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach, w poszczególnych latach (w okresie $t=0$), dla przedziału czasu $\langle 2, 3 \rangle$, tj. dla trzeciego roku przed zakończeniem działalności gospodarczej, oraz w całym okresie $\langle 0, 3 \rangle$ przed likwidacją, zamieszczono w tabl. 3.

¹⁹ Lata te należy uznać za nietypowe w związku z ustawową koniecznością aktualizacji PKD 2007.

²⁰ Wymaga ona analizowania kompletnych danych z każdej tablicy przekrojowej osobno.

**WYKR. 1. OCENA PRAWDOPODOBIEŃSTWA LIKWIDACJI PRZEDSIĘBIORSTWA
DLA PIERWSZEGO ROKU PRZED LIKWIDACJĄ
DLA KOLEJNYCH GRUP PRZEDSIĘBIORSTW**



Źródło: jak przy tabl. 1.

**TABL. 3. CHARAKTERYSTYKI ZWIĄZANE Z CZASEM TRWANIA PRZEDSIĘBIORSTW
W WOJ. ŁÓDZKIM (w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach)
DLA TRZECIEGO ROKU PRZED LIKWIDACJĄ
DLA KOLEJNYCH GRUP PRZEDSIĘBIORSTW**

Rok likwidacji	Przedsiębiorstwa			Ocena prawdopodobieństwa			
	które dotrwały do początku okresu n_2		zlikwidowane z_2	likwidacji przedsiębiorstwa f_2	przetrvania przedsiębiorstwa \hat{p}_2	dotrwania przedsiębiorstwa \hat{F}_2	przetrvania przedsiębiorstwa \hat{S}_2
	w %						
O g ó ł e m							
2001	5540	71,3	1035	0,1868	0,8132	0,4205	0,5795
2002	4162	71,5	645	0,1550	0,8450	0,3957	0,6043
2003	5054	75,3	672	0,1330	0,8670	0,3468	0,6532
2004	5659	75,4	667	0,1179	0,8821	0,3350	0,6650
2005	7258	74,4	828	0,1141	0,8859	0,3407	0,6593
2006	18371	83,3	1426	0,0776	0,9224	0,2316	0,7684
2007	12076	76,3	1258	0,1042	0,8958	0,3166	0,6834
2008	11727	78,2	1876	0,1600	0,8400	0,3427	0,6573
2009	36225	92,2	1922	0,0531	0,9469	0,1271	0,8729
2010	10253	73,0	2086	0,2035	0,7965	0,4185	0,5815
2011	17812	82,2	2312	0,1298	0,8702	0,2848	0,7152
2012	11846	78,5	2206	0,1862	0,8138	0,3613	0,6387
2013	13491	81,5	2046	0,1517	0,8483	0,3089	0,6911
2014	16538	84,2	2160	0,1306	0,8694	0,2681	0,7319
2015	9630	81,8	1524	0,1583	0,8417	0,3116	0,6884
Łódź							
2001	2226	69,9	405	0,1819	0,8181	0,4284	0,5716
2002	1682	70,8	226	0,1344	0,8656	0,3875	0,6125
2003	2186	76,3	271	0,1240	0,8760	0,3316	0,6684
2004	2261	75,7	248	0,1097	0,8903	0,3259	0,6741
2005	2673	74,6	285	0,1066	0,8934	0,3339	0,6661
2006	5806	81,9	485	0,0835	0,9165	0,2496	0,7504
2007	4506	77,6	460	0,1021	0,8979	0,3030	0,6970
2008	4040	77,3	657	0,1626	0,8374	0,3530	0,6470
2009	15222	93,6	633	0,0416	0,9584	0,1032	0,8968
2010	3734	74,0	659	0,1765	0,8235	0,3908	0,6092
2011	6650	83,7	738	0,1110	0,8890	0,2563	0,7437
2012	4200	79,6	728	0,1733	0,8267	0,3417	0,6583
2013	5104	82,5	678	0,1328	0,8672	0,2849	0,7151
2014	6167	83,9	759	0,1231	0,8769	0,2642	0,7358
2015	3636	82,4	513	0,1411	0,8589	0,2922	0,7078
Piotrków Trybunalski							
2001	282	74,8	45	0,1596	0,8404	0,3714	0,6286
2002	184	76,7	30	0,1630	0,8370	0,3583	0,6417
2003	253	79,3	20	0,0791	0,9209	0,2696	0,7304
2004	238	77,0	38	0,1597	0,8403	0,3528	0,6472
2005	329	75,1	33	0,1003	0,8997	0,3242	0,6758
2006	1382	90,3	74	0,0535	0,9465	0,1451	0,8549
2007	466	76,9	39	0,0837	0,9163	0,2954	0,7046
2008	606	83,4	47	0,0776	0,9224	0,2311	0,7689
2009	634	84,8	66	0,1041	0,8959	0,2406	0,7594
2010	373	72,1	58	0,1555	0,8445	0,3907	0,6093
2011	547	78,8	89	0,1627	0,8373	0,3401	0,6599
2012	395	80,4	73	0,1848	0,8152	0,3442	0,6558
2013	487	84,4	70	0,1437	0,8563	0,2773	0,7227
2014	528	84,5	76	0,1439	0,8561	0,2768	0,7232
2015	305	83,1	50	0,1639	0,8361	0,3052	0,6948

**TABL. 3. CHARAKTERYSTYKI ZWIĄZANE Z CZASEM TRWANIA PRZEDSIĘBIORSTW
W WOJ. ŁÓDZKIM (w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach)
DLA TRZECIEGO ROKU PRZED LIKWIDACJĄ
DLA KOLEJNYCH GRUP PRZEDSIĘBIORSTW (dok.)**

Rok likwidacji	Przedsiębiorstwa			Ocena prawdopodobieństwa			
	które dotrwały do początku okresu n_2		zlikwidowane z_2	likwidacji przedsiębiorstwa \hat{f}_2	przetrvania przedsiębiorstwa \hat{p}_2	dotrwania przedsiębiorstwa \hat{F}_2	przetrvania przedsiębiorstwa \hat{S}_2
	w %						
Skierniewice							
2001	321	74,0	54	0,1682	0,8318	0,3848	0,6152
2002	166	79,8	23	0,1386	0,8614	0,3125	0,6875
2003	185	80,1	24	0,1297	0,8703	0,3030	0,6970
2004	170	76,6	22	0,1294	0,8706	0,3333	0,6667
2005	198	79,8	13	0,0657	0,9343	0,2540	0,7460
2006	270	82,6	20	0,0741	0,9259	0,2355	0,7645
2007	203	73,3	26	0,1281	0,8719	0,3610	0,6390
2008	221	79,2	26	0,1176	0,8824	0,3011	0,6989
2009	271	84,4	29	0,1070	0,8930	0,2461	0,7539
2010	243	76,4	37	0,1523	0,8477	0,3522	0,6478
2011	524	87,2	40	0,0763	0,9237	0,1947	0,8053
2012	255	83,3	42	0,1647	0,8353	0,3039	0,6961
2013	295	81,7	36	0,1220	0,8780	0,2825	0,7175
2014	410	88,6	43	0,1049	0,8951	0,2073	0,7927
2015	193	83,2	29	0,1503	0,8497	0,2931	0,7069

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

Analizując wartości z ostatniego wiersza tabl. 3 dla jednostek z woj. łódzkiego (ogółem), można stwierdzić, że:

- spośród 11,8 tys. przedsiębiorstw zlikwidowanych w $t=0$, a więc w 2015 r. (zob. tabl. 1), w okresie numer 2, tj. w przedziale czasu $\langle 2, 3 \rangle$ przed likwidacją, funkcjonowało 9,6 tys. firm i stanowiły one 81,8% tej grupy — jest to liczba i udział jednostek, które dotrwały do początku trzeciego (końca drugiego) roku przed likwidacją;
- liczba przedsiębiorstw zaliczanych do zlikwidowanych z_2 , pochodzących z okresu numer 2, tj. w przedziale czasu $\langle 2, 3 \rangle$ przed likwidacją (czyli powstałych w tym okresie), to 1524 jednostki;
- ocena prawdopodobieństwa likwidacji przedsiębiorstwa \hat{f}_2 w okresie $t=0$ (2015 r.), pochodzącego z okresu numer 2, tj. z przedziału czasu $\langle 2, 3 \rangle$ przed likwidacją, wyniosła 0,1583;
- szacunkowe prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$ (2015 r.), nie pochodziło z okresu numer 2, tj. z przedziału czasu $\langle 2, 3 \rangle$ przed likwidacją \hat{p}_2 , wyniosło 0,8417;
- $\hat{F}_2 = 0,3116$ to oszacowanie prawdopodobieństwa tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$ (2015 r.), powstało na rynku nie później niż do końca okresu numer 2, a zatem pochodziło z okresu od numeru 0 do 2, tj. z przedziału czasu $\langle 0, 3 \rangle$ przed likwidacją;
- $\hat{S}_2 = 0,6884$ to oszacowanie prawdopodobieństwa tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$ (2015 r.), powstało na rynku później niż do końca okresu numer 2, a zatem pochodziło z okresu numer 3 i dalej, tj. z przedziału czasu $\langle 3, \dots \rangle$ przed likwidacją.

Spośród kolejnych grup przedsiębiorstw zlikwidowanych w latach 2001—2015 w okresie numer 2, a więc na początku przedziału czasu (2, 3) przed likwidacją, funkcjonowało: w woj. łódzkim ogółem $n_2(\%)$ od 71,3% do 92,2% jednostek, w Łodzi — od 69,9% do 93,6%, w Piotrkowie Trybunalskim — od 72,1% do 90,3%, a w Skierniewicach — od 73,3% do 88,6% (tabl. 3). Najpodobniejsza sytuacja występowała w przypadku firm z województwa ogółem oraz z Łodzi — najwyższe wartości procentowe odnotowano dla grupy przedsiębiorstw zlikwidowanych w 2009 r., a najniższe dla grupy jednostek zlikwidowanych w 2001 r.; sytuacja firm z Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic była nieco inna. Uśredniając wartości $n_2(\%)$ we wszystkich grupach jednostek w latach 2001—2015, można jednak stwierdzić, że średni udział przedsiębiorstw zlikwidowanych dwuletnich i starszych wyniósł dla: woj. łódzkiego ogółem — 78,6%, Łodzi — 78,9%, Piotrkowa Trybunalskiego — 80,1%, Skierniewic — 80,7%. To oznacza, że w poszczególnych grupach w większym stopniu likwidacji ulegały jednostki starsze (mające dwa lata i więcej) niż młodsze (mające mniej niż dwa lata).

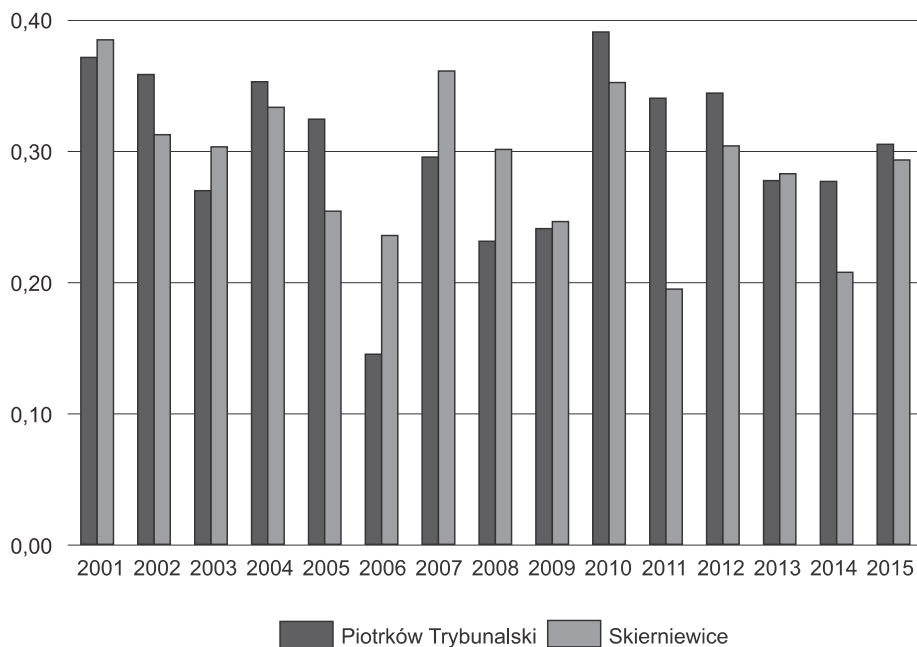
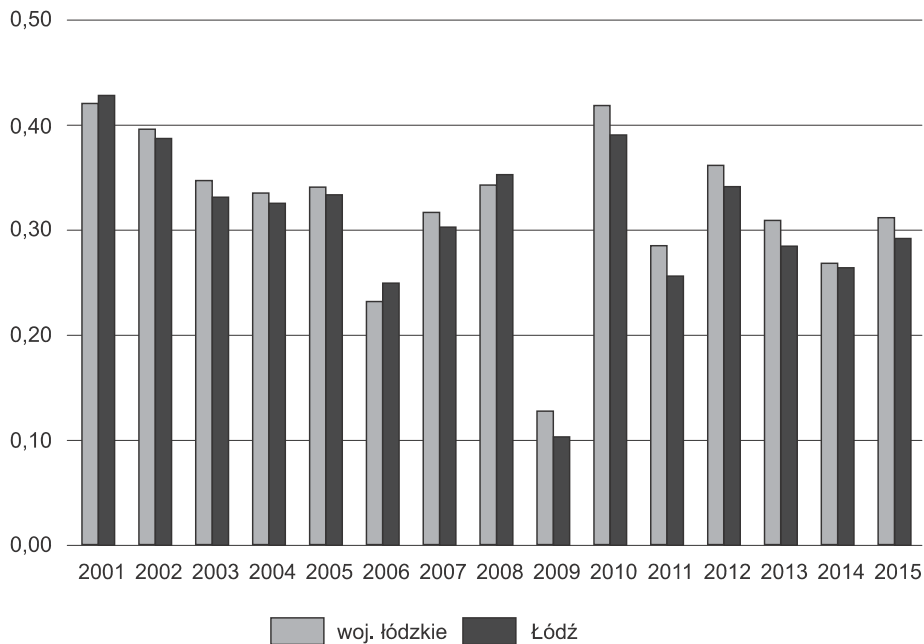
Liczba przedsiębiorstw zlikwidowanych z_2 , pochodzących z przedziału czasu (2, 3), tj. z trzeciego roku przed likwidacją, w kolejnych grupach przedsiębiorstw z lat 2001—2015 wyniosła: od 645 do 2312 w woj. łódzkim ogółem, od 226 do 795 w Łodzi, od 20 do 89 w Piotrkowie Trybunalskim i od 13 do 54 w Skierniewicach. W grupach jednostek zlikwidowanych w poszczególnych latach najwięcej firm pochodzących z trzeciego roku przed likwidacją było: w 2001 r. (Skierniewice), w 2011 r. (woj. łódzkie ogółem i Piotrków Trybunalski) oraz w 2014 r. (Łódź).

Wartości prawdopodobieństwa likwidacji przedsiębiorstwa f_2 dla okresu numer 2, a więc dla jednostek pochodzących z przedziału czasu (2, 3) przed likwidacją, spadały w przypadku kolejnych grup przedsiębiorstw z lat 2001—2006 w woj. łódzkim (z 0,1868 do 0,0776), w Łodzi (z 0,1819 do 0,0835) oraz w Skierniewicach (z 0,1682 do 0,0657). W dalszych latach analizowanego okresu nastąpiły znaczne wahania i wzrost oceny prawdopodobieństwa likwidacji jednostek powstałych w przedziale czasu (2, 3) przed likwidacją. W przypadku firm z Piotrkowa Trybunalskiego prawdopodobieństwo likwidacji w przypadku kolejnych grup przedsiębiorstw z lat 2001—2015 mających dwa lata i więcej, a jednocześnie mniej niż trzy lata mieściło się w przedziale od 0,0535 do 0,1848, przy czym najniższa wartość wystąpiła w 2006 r., a najwyższa w 2012 r. Przytoczone dane wskazują, że sytuacja przedsiębiorstw z przedziału czasu (2, 3) przed likwidacją w woj. łódzkim ogółem oraz w Łodzi i Skierniewicach była podobna, poprawiała się w latach 2001—2006 (malejące prawdopodobieństwo likwidacji dla tej podgrupy), a w dalszych latach się pogarszała i była odmienna od sytuacji firm z Piotrkowa Trybunalskiego.

Analiza ocen prawdopodobieństwa dotrwania przedsiębiorstwa \hat{F}_2 dostarcza informacji, jakie jest prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które

zostało zlikwidowane w okresie $t=0$, powstało na rynku nie później niż do końca okresu numer 2, a zatem pochodzi z okresu od numeru 0 do 2, tj. z przedziału czasu $\langle 0, 3 \rangle$ przed likwidacją (wykr. 2). Ich dopełnieniem są oceny prawdopodobieństwa S_2 w tablicy przekrojowej, wskazujące, jakie jest prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$, powstało na rynku później niż do końca okresu numer 2, a zatem pochodzi z okresu numer 3 i dalej, tj. z przedziału czasu $\langle 3, \dots \rangle$ przed likwidacją. Dla przedsiębiorstw z woj. łódzkiego ogółem, w tym z Łodzi, z grup 2001—2008 prawdopodobieństwo dotrwania na rynku najwyżej do końca trzeciego roku (przed likwidacją) zmniejszyło się odpowiednio z 0,4205 do 0,3427 oraz z 0,4284 do 0,3530. Rok 2009 należy traktować wyjątkowo, ponieważ wówczas nasiliły się likwidacje przedsiębiorstw w związku z aktualizacją PKD 2007; prawdopodobieństwo dotrwania dla omawianej podgrupy przedsiębiorstw z woj. łódzkiego ogółem, w tym z Łodzi, obniżyło się odpowiednio do 0,1271 i do 0,1032. O nietypowej sytuacji w 2009 r. świadczyć może także znaczny skokowy wzrost tego prawdopodobieństwa dla zbiorowości przedsiębiorstw zlikwidowanych w kolejnym roku. Na koniec analizowanego okresu, tj. w 2015 r., prawdopodobieństwo likwidacji firm mających do trzech lat wyniosło odpowiednio 0,3116 i 0,2922. To oznacza, że na początku okresu 2001—2009 w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, występowało znaczne ryzyko likwidacji przedsiębiorstw mających $\langle 0, 3 \rangle$ lat, a w późniejszym czasie ich sytuacja stopniowo się poprawiała. Wymuszona aktualizacja PKD w 2009 r. w znacznym stopniu przyczyniła się do likwidacji jednostek starszych, mających trzy lata i więcej, a pod koniec analizowanego okresu (w 2015 r.) oceny prawdopodobieństwa likwidacji firm mających do trzech lat dla woj. łódzkiego i dla Łodzi zbliżyły się do wartości 0,3000. Sytuacja przedsiębiorstw z Piotrkowa Trybunalskiego przedstawiała się odmiennie — odnotowano spadek prawdopodobieństwa dotrwania na rynku najwyżej do końca przedziału czasu $\langle 0, 3 \rangle$ z 0,3714 do 0,1451 dla jednostek zlikwidowanych w latach 2001—2006, a na koniec analizowanego okresu, tj. w 2015 r., omawiane prawdopodobieństwo wzrosło do 0,3052. W przypadku przedsiębiorstw ze Skierniewic zaobserwowano stopniowy spadek prawdopodobieństwa dotrwania przedsiębiorstw mających $\langle 0, 3 \rangle$ lat przed likwidacją; najniższe (0,1947) występowało dla grupy jednostek z 2011 r., a w 2015 r. wzrosło do 0,2931.

Podsumowując wyniki przedstawione w tabl. 3 oraz na wykr. 2, należy stwierdzić, że sytuacja przedsiębiorstw w województwie ogółem w zakresie czasu trwania jest w znacznym stopniu determinowana sytuacją jednostek z Łodzi. Charakterystyki czasu trwania przedsiębiorstw z Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic różniły się od tych dla jednostek z województwa ogółem oraz z Łodzi, a w ramach miast na prawach powiatu sytuacja firm ze Skierniewic jest bardziej podobna do sytuacji jednostek z Łodzi niż firm z Piotrkowa Trybunalskiego.

WYKR. 2. OCENA PRAWDOPODOBIEŃSTWA DOTRWANIA PRZEDSIĘBIORSTWA NA RYNKU NIE DŁUŻEJ NIŻ TRZY LATA DLA KOLEJNYCH GRUP PRZEDSIĘBIORSTW

Źródło: jak przy tabl. 1.

Piąty rok przed likwidacją

W tabl. 4 przedstawiono dane dotyczące sytuacji przedsiębiorstw zlikwidowanych w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach, w poszczególnych latach (w okresie) $t = 0$ dla przedziału czasu $\langle 4, 5 \rangle$, tj. dla piątego roku przed zakończeniem działalności gospodarczej, oraz w całym okresie $\langle 0, 5 \rangle$ przed likwidacją.

TABL. 4. CHARAKTERYSTYKI ZWIĄZANE Z CZASEM TRWANIA PRZEDSIĘBIORSTW W WOJ. ŁÓDZKIM (w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach) DLA PIĄTEGO ROKU PRZED LIKWIDACJĄ DLA KOLEJNYCH GRUP PRZEDSIĘBIORSTW

Rok likwidacji	Przedsiębiorstwa		Ocena prawdopodobieństwa			
	które dotwały do początku okresu n_4	zlikwidowane Z_4	likwidacji przedsiębiorstwa \hat{f}_4	przetrvania przedsiębiorstwa \hat{p}_4	dotrvania przedsiębiorstwa \hat{F}_4	przetrvania przedsiębiorstwa \hat{S}_4

O g ó ł e m

2001	3682	47,4	693	0,1882	0,8118	0,6155	0,3845
2002	2922	50,2	497	0,1701	0,8299	0,5833	0,4167
2003	3840	57,2	577	0,1503	0,8497	0,5136	0,4864
2004	4398	58,6	509	0,1157	0,8843	0,4820	0,5180
2005	5700	58,4	689	0,1209	0,8791	0,4862	0,5138
2006	15682	71,1	1276	0,0814	0,9186	0,3467	0,6533
2007	9969	63,0	774	0,0776	0,9224	0,4191	0,5809
2008	9163	61,1	654	0,0714	0,9286	0,4322	0,5678
2009	33069	84,2	953	0,0288	0,9712	0,1827	0,8173
2010	7158	51,0	886	0,1238	0,8762	0,5534	0,4466
2011	14070	64,9	1093	0,0777	0,9223	0,4012	0,5988
2012	8313	55,1	1003	0,1207	0,8793	0,5157	0,4843
2013	9916	59,9	1092	0,1101	0,8899	0,4672	0,5328
2014	12303	62,6	1864	0,1515	0,8485	0,4686	0,5314
2015	6865	58,3	1012	0,1474	0,8526	0,5029	0,4971

Łódź

2001	1530	48,0	257	0,1680	0,8320	0,6004	0,3996
2002	1256	52,8	187	0,1489	0,8511	0,5503	0,4497
2003	1685	58,8	232	0,1377	0,8623	0,4928	0,5072
2004	1803	60,4	179	0,0993	0,9007	0,4561	0,5439
2005	2127	59,3	253	0,1189	0,8811	0,4773	0,5227
2006	4943	69,7	363	0,0734	0,9266	0,3541	0,6459
2007	3741	64,4	255	0,0682	0,9318	0,3995	0,6005
2008	3113	59,5	237	0,0761	0,9239	0,4500	0,5500
2009	14128	86,9	419	0,0297	0,9703	0,1573	0,8427
2010	2722	53,9	326	0,1198	0,8802	0,5254	0,4746
2011	5401	67,9	391	0,0724	0,9276	0,3697	0,6303
2012	3019	57,2	334	0,1106	0,8894	0,4909	0,5091
2013	3898	63,0	363	0,0931	0,9069	0,4288	0,5712
2014	4692	63,8	636	0,1355	0,8645	0,4482	0,5518
2015	2674	60,6	364	0,1361	0,8639	0,4764	0,5236

**TABL. 4. CHARAKTERYSTYKI ZWIĄZANE Z CZASEM TRWANIA PRZEDSIĘBIORSTW
W WOJ. ŁÓDZKIM (w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach)
DLA PIĄTEGO ROKU PRZED LIKWIDACJĄ
DLA KOLEJNYCH GRUP PRZEDSIĘBIORSTW (dok.)**

Rok likwidacji	Przedsiębiorstwa			Ocena prawdopodobieństwa			
	które dotrwały do początku okresu n_4		zlikwidowane Z_4	likwidacji przedsię- biorstwa f_4	przetrwania przedsię- biorstwa \hat{p}_4	dotrwania przedsię- biorstwa F_4	przetrwania przedsię- biorstwa S_4
	w %						
Piotrków Trybunalski							
2001	186	49,3	39	0,2097	0,7903	0,6101	0,3899
2002	116	48,3	17	0,1466	0,8534	0,5875	0,4125
2003	208	65,2	27	0,1298	0,8702	0,4326	0,5674
2004	175	56,6	20	0,1143	0,8857	0,4984	0,5016
2005	263	60,0	24	0,0913	0,9087	0,4543	0,5457
2006	1234	80,7	115	0,0932	0,9068	0,2686	0,7314
2007	399	65,8	28	0,0702	0,9298	0,3878	0,6122
2008	537	73,9	28	0,0521	0,9479	0,2999	0,7001
2009	545	72,9	24	0,0440	0,9560	0,3035	0,6965
2010	282	54,5	35	0,1241	0,8759	0,5222	0,4778
2011	405	58,4	29	0,0716	0,9284	0,4582	0,5418
2012	279	56,8	42	0,1505	0,8495	0,5173	0,4827
2013	355	61,5	32	0,0901	0,9099	0,4402	0,5598
2014	397	63,5	62	0,1562	0,8438	0,4640	0,5360
2015	219	59,7	28	0,1279	0,8721	0,4796	0,5204
Skierniewice							
2001	204	47,0	44	0,2157	0,7843	0,6313	0,3687
2002	113	54,3	18	0,1593	0,8407	0,5433	0,4567
2003	132	57,1	28	0,2121	0,7879	0,5498	0,4502
2004	126	56,8	15	0,1190	0,8810	0,5000	0,5000
2005	163	65,7	17	0,1043	0,8957	0,4113	0,5887
2006	230	70,3	21	0,0913	0,9087	0,3609	0,6391
2007	154	55,6	15	0,0974	0,9026	0,4982	0,5018
2008	185	66,3	17	0,0919	0,9081	0,3978	0,6022
2009	223	69,5	10	0,0448	0,9552	0,3364	0,6636
2010	182	57,2	17	0,0934	0,9066	0,4811	0,5189
2011	458	76,2	23	0,0502	0,9498	0,2762	0,7238
2012	195	63,7	22	0,1128	0,8872	0,4346	0,5654
2013	229	63,4	23	0,1004	0,8996	0,4294	0,5706
2014	329	71,1	50	0,1520	0,8480	0,3974	0,6026
2015	142	61,2	26	0,1831	0,8169	0,5000	0,5000

Źródło: jak przy tabl. 2.

Przykładowo wartości z ostatniego wiersza tabl. 4 dla jednostek z woj. łódzkiego (ogółem) informują nas, że:

- spośród 11,8 tys. przedsiębiorstw zlikwidowanych w $t=0$, a więc w 2015 r. (zob. tabl. 1) w okresie numer 4, tj. w przedziale czasu (4, 5) przed likwidacją, funkcjonowało 6,9 tys. firm i stanowiły one 58,3% tej grupy — jest to liczba i udział jednostek, które dotrwały do początku piątego (końca czwartego) roku przed likwidacją;

- liczba przedsiębiorstw zaliczanych do zlikwidowanych z_4 , pochodzących z okresu numer 4, tj. z przedziału czasu $\langle 4, 5 \rangle$ przed likwidacją (czyli powstałych w tym okresie), to 1012 jednostek;
- ocena prawdopodobieństwa likwidacji przedsiębiorstwa \hat{f}_4 w okresie $t=0$ (2015 r.), pochodzącego z okresu numer 4, tj. z przedziału czasu $\langle 4, 5 \rangle$ przed likwidacją, wyniosła 0,1474;
- szacunkowe prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$ (2015 r.), nie pochodziło z okresu numer 4, tj. z przedziału czasu $\langle 4, 5 \rangle$ przed likwidacją \hat{p}_4 , wyniosło 0,8526;
- $\hat{F}_4 = 0,5029$ to oszacowanie prawdopodobieństwa tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$ (2015 r.), powstało na rynku nie później niż do końca okresu numer 4, a zatem pochodziło z okresu od numeru 0 do 4, tj. z przedziału czasu $\langle 0, 5 \rangle$ przed likwidacją;
- $\hat{S}_4 = 0,4971$ to oszacowanie prawdopodobieństwa tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$ (2015 r.), powstało na rynku później niż do końca okresu numer 4, a zatem pochodziło z okresu numer 5 i dalej, tj. z przedziału czasu $\langle 5, \dots \rangle$ przed likwidacją.

Dla kolejnych zbiorowości przedsiębiorstw zlikwidowanych w latach 2001—2015 w okresie numer 4, tj. na początku przedziału czasu $\langle 4, 5 \rangle$ przed likwidacją, funkcjonowało: w woj. łódzkim ogółem $n_4(\%)$ od 47,4% do 84,2% jednostek, w Łodzi — od 48,0% do 86,9%, w Piotrkowie Trybunalskim — od 48,3% do 80,7%, a w Skierniewicach — od 47,0% do 76,2% (tabl. 4). Najpodobniej kształtowała się sytuacja firm z województwa ogółem oraz z Łodzi — najwyższe wartości procentowe występowały w przypadku grupy przedsiębiorstw zlikwidowanych w 2009 r., a najniższe w przypadku grupy jednostek zlikwidowanych w 2001 r.; sytuacja firm z Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic była nieco inna. Uśredniając wartości $n_4(\%)$ we wszystkich grupach firm w latach 2001—2015, można stwierdzić, że średni udział przedsiębiorstw zlikwidowanych mających cztery lata i starszych wyniósł: dla woj. łódzkiego ogółem — 60,2%, dla Łodzi — 61,7%, dla Piotrkowa Trybunalskiego — 61,8%, a dla Skierniewic — 62,4%. A zatem w poszczególnych grupach w piątym roku przed likwidacją w większym stopniu likwidacji ulegały jednostki starsze (mające cztery lata i więcej) niż młodsze (mające mniej niż cztery lata).

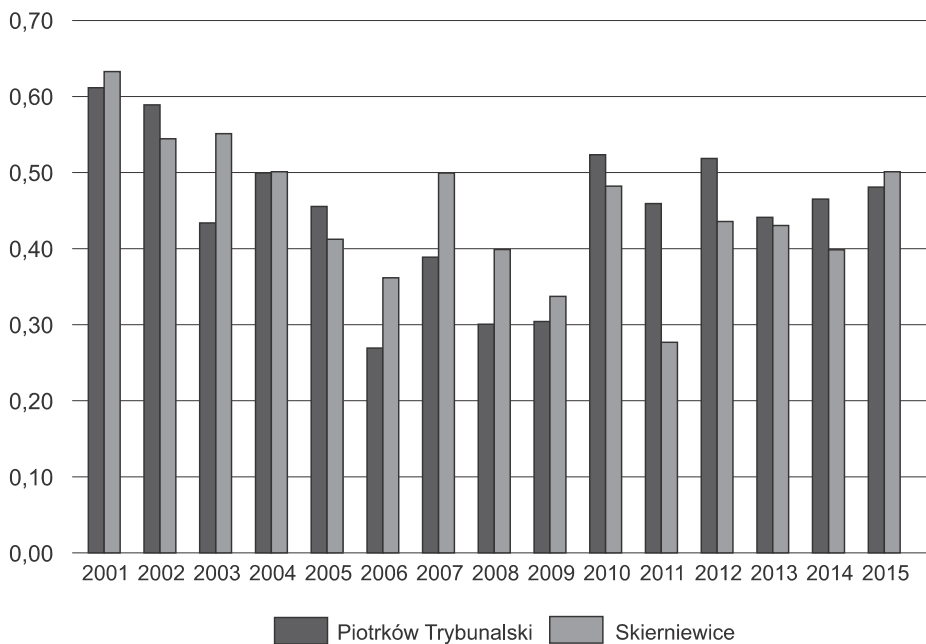
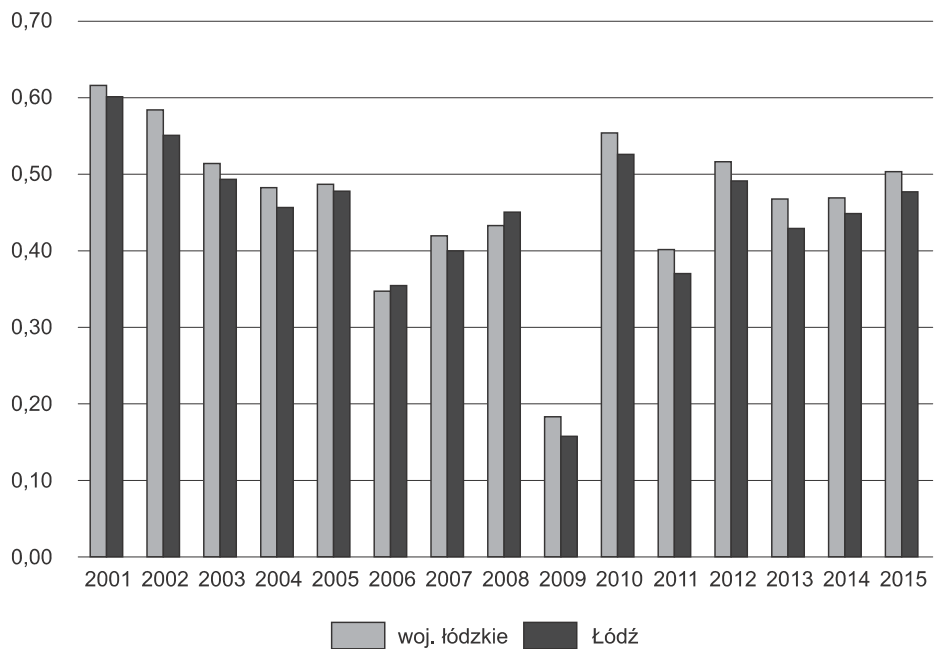
Liczba firm zlikwidowanych z_4 , pochodzących z przedziału czasu $\langle 4, 5 \rangle$, tj. z piątego roku przed likwidacją, w kolejnych grupach przedsiębiorstw z lat 2001—2015 wyniosła: od 497 do 1864 w woj. łódzkim ogółem, od 179 do 636 w Łodzi, od 17 do 115 w Piotrkowie Trybunalskim i od 10 do 50 w Skierniewicach. Charakterystyczne jest to, że w przypadku woj. łódzkiego ogółem oraz Łodzi i Skierniewic w poszczególnych grupach jednostek zlikwidowanych w analizowanym okresie w miarę systematycznie wzrastała liczba jednostek pochodzących z piątego roku przed likwidacją — najwięcej ich znalazło się w zbiorowości z 2014 r. (w przypadku Piotrkowa Trybunalskiego dla zbiorowości z 2006 r.).

Powyższa sytuacja w pewnym stopniu przełożyła się na oszacowanie prawdopodobieństwa likwidacji przedsiębiorstwa \hat{f}_4 dla okresu numer 4 przed likwidacją. W przypadku woj. łódzkiego w latach 2001—2009 ryzyko likwidacji jednostek pochodzących z przedziału czasu $\langle 4, 5 \rangle$ przed likwidacją spadło z 0,1882 w 2001 r. do 0,0288 w 2009 r., a w dalszych latach wzrastało i mieściło się

w przedziale od 0,0777 do 0,1515. W Łodzi sytuacja wyglądała podobnie — w latach 2001—2009 obserwowano spadek prawdopodobieństwa likwidacji jednostek mających cztery lata i więcej, a jednocześnie mniej niż pięć lat (z 0,1680 w 2001 r. do 0,0297 w 2009 r.), a w okresie 2010—2015 nastąpił wzrost prawdopodobieństwa likwidacji, które mieściło się w przedziale od 0,0724 do 0,1361. Ogólny charakter zmian w czasie prawdopodobieństwa likwidacji przedsiębiorstwa \hat{F}_4 dla kolejnych grup przedsiębiorstw z Piotrkowa Trybunalskiego i Skierniewic był podobny. Oznacza to, że sytuacja przedsiębiorstw powstałych w przedziale czasu $\langle 4, 5 \rangle$ przed likwidacją poprawiała się w latach 2001—2009 i pogarszała w latach 2010—2015 (odpowiednio malejące i rosnące prawdopodobieństwo likwidacji dla tej podgrupy) zarówno w woj. łódzkim ogółem, jak i w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach.

Oceny prawdopodobieństwa dotrwania przedsiębiorstwa \hat{F}_4 wskazują, jakie jest prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które zostało zlikwidowane w okresie $t=0$, powstało na rynku nie później niż do końca okresu numer 4, a zatem pochodzi z okresu od numeru 0 do 4, tj. z przedziału czasu $\langle 0, 5 \rangle$ przed likwidacją (wykr. 3). Ich dopełnieniem są oceny prawdopodobieństwa \hat{S}_4 w tablicy przekrojowej, które wskazują, jakie jest prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo, które zlikwidowało się w okresie $t=0$, powstało na rynku później niż do końca okresu numer 4, a zatem pochodzi z okresu numer 5 i dalej, tj. z przedziału czasu $\langle 5, \dots \rangle$ przed likwidacją. W przypadku przedsiębiorstw z woj. łódzkiego ogółem, w tym z Łodzi, z grup 2001—2008 prawdopodobieństwo dotrwania na rynku najwyżej do końca piątego roku przed likwidacją zmniejszyło się odpowiednio z 0,6155 do 0,4322 oraz z 0,6004 do 0,4500. Rok 2009 (jak już wspomniano) należy traktować wyjątkowo, ponieważ ówczesne nasilenie się likwidacji przedsiębiorstw miało związek z aktualizacją PKD 2007; prawdopodobieństwo dotrwania dla omawianej podgrupy przedsiębiorstw z woj. łódzkiego ogółem, w tym z Łodzi, obniżyło się odpowiednio do 0,1827 i do 0,1573. O nietypowej sytuacji w 2009 r. może świadczyć także znaczny skokowy wzrost prawdopodobieństwa dotrwania dla zbiorowości przedsiębiorstw zlikwidowanych w kolejnym roku. Na koniec analizowanego okresu, tj. w 2015 r., prawdopodobieństwo likwidacji firm liczących sobie do pięciu lat wyniosło 0,5029 i 0,4764. To oznacza, że na początku okresu 2001—2009 w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, występowało znaczne ryzyko likwidacji przedsiębiorstw mających $\langle 0, 5 \rangle$ lat, a w dalszych latach tego okresu ich sytuacja stopniowo się poprawiała. Wymuszona aktualizacja PKD w 2009 r. w znacznym stopniu przyczyniła się do likwidacji jednostek starszych (pięć lat i więcej), a w 2015 r. oceny prawdopodobieństwa likwidacji firm z woj. łódzkiego ogółem i z Łodzi mających do pięciu lat zbliżyły się do wartości 0,5000. Sytuacja przedsiębiorstw z Piotrkowa Trybunalskiego przedstawiała się nieco inaczej — odnotowano spadek prawdopodobieństwa dotrwania na rynku najwyżej do końca przedziału czasu $\langle 0, 5 \rangle$ z 0,6101 do 0,2686 dla jednostek zlikwidowanych w latach 2001—2006, a na koniec analizowanego okresu, tj. w 2015 r., omawiane prawdopodobieństwo dotrwania wzrosło do 0,4796. W przypadku przedsiębiorstw ze Skierniewic również obserwowano spadek prawdopodobieństwa dotrwania przedsiębiorstw mających $\langle 0, 5 \rangle$ lat przed likwidacją; najniższe (0,2762) występowało dla grupy jednostek z 2011 r., a w 2015 r. wzrosło do 0,5000.

WYKR. 3. OCENA PRAWDOPODOBIENSTWA DOTRZWANIA PRZEDSIĘBIORSTWA NA RYNKU NIE DŁUŻEJ NIŻ PIĘĆ LAT DLA KOLEJNYCH GRUP PRZEDSIĘBIORSTW



Źródło: jak przy tabl. 1.

Wyniki zamieszczone w tabl. 4 oraz na wykr. 3 wskazują na podobieństwo charakterystyk czasu trwania przedsiębiorstw z województwa ogółem oraz z Łodzi i ze Skierniewic, a także na odmienną sytuację jednostek z Piotrkowa Trybunalskiego. Występuje też znaczne podobieństwo pomiędzy wnioskami wyciągniętymi dla jednostek powstałych w przedziale czasu $\langle 0, 3 \rangle$ przed likwidacją oraz powstałych w przedziale czasu $\langle 0, 5 \rangle$ przed likwidacją.

PODSUMOWANIE

Tablice przekrojowe dla przedsiębiorstw zlikwidowanych dostarczają wiele szczegółowych informacji o czasie ich trwania oraz stanowią ważny wkład do zaawansowanych analiz dotyczących trwania przedsiębiorstw. Uzyskane wyniki pozwoliły na wskazanie podobieństw i różnic w zakresie czasu trwania jednostek zlikwidowanych w latach 2001—2015 w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach.

Jeśli wziąć pod uwagę sytuację jednostek zlikwidowanych w latach 2001—2015, powstałych w przedziale czasu $\langle 0, 1 \rangle$ przed likwidacją, należy zauważyć poprawę — spadek prawdopodobieństwa likwidacji f_0 — dla przedsiębiorstw pochodzących z woj. łódzkiego, w tym z Łodzi, Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic (z wyjątkiem 2010 r.).

Analizując dane dotyczące czasu trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych, pochodzących z przedziału czasu $\langle 2, 3 \rangle$ przed likwidacją ze względu na ich strukturę procentową $n_2(\%)$, należy zauważyć, że w większym stopniu likwidacji ulegały jednostki starsze (mające dwa lata i więcej) niż młodsze (mające mniej niż dwa lata), zarówno w woj. łódzkim ogółem, jak i w miastach na prawach powiatu. Biorąc pod uwagę prawdopodobieństwo likwidacji f_2 , podobnie ocenić należy sytuację przedsiębiorstw pochodzących z przedziału czasu $\langle 2, 3 \rangle$ przed likwidacją w woj. łódzkim ogółem oraz w Łodzi i Skierniewicach — poprawiała się ona w latach 2001—2006 (malejące prawdopodobieństwo likwidacji dla tej podgrupy) i pogarszała w dalszych latach, a ponadto była odmienna od sytuacji firm z Piotrkowa Trybunalskiego. Biorąc pod uwagę natomiast prawdopodobieństwo dotrwania f_2 , na początku okresu 2001—2009 w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, występowało znaczne ryzyko likwidacji przedsiębiorstw mających $\langle 0, 3 \rangle$ lat, a w dalszych latach tego okresu ich sytuacja stopniowo się poprawiała. Wymuszona aktualizacja PKD w 2009 r. w znacznym stopniu przyczyniła się do likwidacji jednostek starszych, mających trzy lata i więcej, a pod koniec analizowanego okresu, w 2015 r., oceny prawdopodobieństwa likwidacji firm z woj. łódzkiego ogółem i z Łodzi mających do trzech lat zbliżyły się do wartości 0,3000. Sytuacja przedsiębiorstw z Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic kształtowała się odmiennie, ale dla grup jednostek z 2015 r. oceny prawdopodobieństwa dotrwania na rynku najwyżej do końca przedziału czasu $\langle 0, 3 \rangle$ także oscylowały wokół wartości 0,3000.

Sytuacja kolejnych grup przedsiębiorstw zlikwidowanych w latach 2001—2015, powstałych w przedziale czasu $\langle 4, 5 \rangle$ przed likwidacją z woj. łódzkiego, w tym z Łodzi, Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic, była podobna. W większym stopniu $n_4(\%)$ likwidacji ulegały jednostki starsze (mające cztery lata i więcej) niż młodsze (mające mniej niż cztery lata), zarówno w woj. łódzkim ogółem, jak i w miastach na prawach powiatu. Biorąc pod uwagę prawdopodobieństwo likwidacji f_4 , sytuacja przedsiębiorstw powstałych w przedziale czasu $\langle 4, 5 \rangle$ przed likwidacją poprawiała się w latach 2001—2009, a pogarszała w latach 2010—2015 (odpowiednio malejące i rosnące prawdopodobieństwo likwidacji dla tej podgrupy), zarówno w woj. łódzkim ogółem, jak i w Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach. Biorąc zaś pod uwagę prawdopodobieństwo dotrwania F_4 , na początku okresu 2001—2009 w woj. łódzkim, w tym w Łodzi, występowało znaczne ryzyko likwidacji przedsiębiorstw mających $\langle 0, 5 \rangle$ lat, a w dalszych latach tego okresu sytuacja stopniowo się poprawiała. Wymuszona aktualizacja PKD w 2009 r. w znacznym stopniu przyczyniła się do likwidacji jednostek starszych, mających pięć lat i więcej, a pod koniec analizowanego okresu, w 2015 r., oceny prawdopodobieństwa likwidacji firm z woj. łódzkiego ogółem i z Łodzi mających do pięciu lat zbliżyły się do wartości 0,5000. Sytuacja przedsiębiorstw z Piotrkowa Trybunalskiego i ze Skierniewic kształtowała się odmiennie, ale dla grup jednostek z 2015 r. oceny prawdopodobieństwa dotrwania na rynku najwyżej do końca przedziału czasu $\langle 0, 5 \rangle$ także wynosiły blisko 0,5000.

Przedstawione wyniki potwierdzają postawione w pracy hipotezy, jednak w przypadku grup jednostek zlikwidowanych w 2015 r. można zaobserwować duże podobieństwo charakterystyk związanych z czasem trwania przedsiębiorstw dla wszystkich badanych miast na prawach powiatu.

Analiza przeżycia z wykorzystaniem tablic przekrojowych — dla przedsiębiorstw zlikwidowanych — nie jest tak popularna, jak z wykorzystaniem tablic kohortowych — dla przedsiębiorstw powstałych. Zdaniem autora wynika to z faktu, że właściwa interpretacja wyników analizy przekrojowej (analiza wstecz) jest trudniejsza niż w przypadku samej analizy kohortowej (analiza wprzód), mimo że obie dotyczą zdarzeń, które już wystąpiły. Niemniej warto pamiętać, że wyniki z tablic przekrojowych uzupełniają wyniki z tablic kohortowych, a ich łączna analiza daje pewną wartość dodaną — dodatkowe informacje.

BIBLIOGRAFIA

- Aalen, O. O., Borgan, O., Gjessing, H. K. (2008). *Survival and event history analysis. A process point of view*. New York: Springer Science+Business Media, LLC.
- Balicki, A. (2006). *Analiza przeżycia i tablice wymieralności*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Bieszk-Stolorz, B. (2013). *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*. Szczecin: Wydawnictwo volumina.pl Daniel Krzanowski.

- Celińska-Janowicz, D. (2016). Rejestry podmiotów jako źródła danych w analizach lokalizacji działalności gospodarczej w mikroskali. *Wiadomości Statystyczne*, (1), 27–43.
- Frątczak, E., Józwiak, J., Paszek, B. (1996). *Zastosowania analizy historii zdarzeń w demografii*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Frątczak, E., Sienkiewicz, U., Babiker, H. (2014). *Analiza historii zdarzeń. Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- GUS. (2017). *Trwanie życia w 2016 r.* Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Hozer, J., Markowicz, I., Stolorz, B. (2008). *Zastosowanie metod analizy historii zdarzeń w badaniu czasu funkcjonowania firm*. Szczecin: Wydawnictwo Zapol.
- Jackowska, B. (2013). *Modele dalszego trwania życia oraz ich zastosowania w przypadku osób starszych*. Gdańsk: Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Kędelski, M. (1997). Przekrojowe tablice trwania życia ludności Wielkopolski w 1864. *Zeszyty Naukowe. Seria 1 / Akademia Ekonomiczna w Poznaniu*, (251), 95–108.
- Klein, J. P., Goel, P. K. (red.) (1992). *Survival analysis: state of the art*. Warszawa: Springer Science & Business Media.
- Landmesser, J. M. (2013). *Wykorzystanie metod analizy czasu trwania do badania aktywności ekonomicznej ludności w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo SGGW.
- Markowicz, I. (2012). *Statystyczna analiza żywotności firm*. Szczecin: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Markowicz, I., Stolorz, B. (2006). Wykorzystanie analizy historii zdarzeń do konstrukcji tablic żywotności firm. *Wiadomości Statystyczne*, (4), s. 1–7.
- Mikulec, A. (2017). Analiza wskaźnikowa trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim. *Wiadomości Statystyczne*, (11), s. 29–55.
- Mikulec, A. (2018a). Kohortowe tablice trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim. *Wiadomości Statystyczne*, (5), s. 56–77.
- Mikulec, A. (2018b). *Przekrojowe tablice trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych w Łodzi w latach 2001–2015.pdf*. DOI: 10.13140/RG.2.2.32588.26246.
- Mikulec, A. (2018c). *Przekrojowe tablice trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych w Piotrkowie Trybunalskim w latach 2001–2015.pdf*. DOI: 10.13140/RG.2.2.11616.74244.
- Mikulec, A. (2018d). *Przekrojowe tablice trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych w Skierniewicach w latach 2001–2015.pdf*. DOI: 10.13140/RG.2.2.35943.70564.
- Mikulec, A. (2018e). *Przekrojowe tablice trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych w województwie łódzkim w latach 2001–2015.pdf*. DOI: 10.13140/RG.2.2.29232.81928.
- Mikulec, A. (2018f). *Przedsiębiorstwa zlikwidowane w Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach w latach 2001–2015.pdf*. DOI: 10.13140/RG.2.2.34081.10081.
- Mikulec, A. (2018g). *Przedsiębiorstwa zlikwidowane w województwie łódzkim (w tym w Łodzi) w latach 2001–2015.pdf*. DOI: 10.13140/RG.2.2.13948.44166.
- Ptak-Chmielewska, A. (2012). Dostępność i przydatność danych do analizy przeżycia przedsiębiorstw. *Wiadomości Statystyczne*, (6), s. 1–15.
- Stanisz, A. (2007). *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Tom 3. Analizy wielowymiarowe*. Kraków: StatSoft.

Handel na pograniczu polsko-ukraińskim — wybrane aspekty ekonomiczne

Małgorzata Wosiek^a , Ryszard Kata^a 

Streszczenie. Celem badania jest scharakteryzowanie oraz ocena wpływu wybranych czynników ekonomicznych na wartość zakupów dokonywanych przez obywateli Ukrainy w Polsce w ruchu granicznym (tzw. obroty nierejestrowane na zgłoszeniach celnych). Szczegółowym analizom poddano kurs walutowy i migrację zarobkową, a także oddziaływanie zaburzeń politycznych, które nastąpiły pod koniec 2013 r. na Ukrainie. Badaniem objęto lata 2009—2017. Dane pochodziły z badań ankietowych Urzędu Statystycznego (US) w Rzeszowie, Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS), Państwowej Służby Statystyki Ukrainy (PSSU) oraz Ministerstwa Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej (MRPIPS). Jako podstawowe narzędzia badawcze wykorzystano analizę korelacji oraz analizę regresji.

Wyniki obliczeń wskazują, że wydarzenia polityczne miały pośredni wpływ na przygraniczną wymianę handlową, m.in. poprzez kurs walutowy, który ograniczał skalę wydatków obywateli Ukrainy w Polsce. Oddziaływanie to nie było jednak na tyle silne, aby odwrócić wzrostowy trend w zakupach przygranicznych. Przeprowadzone analizy nie dostarczyły istotnych statystycznie przesłanek do przyczynowo-skutkowego powiązania strumieni migracji zarobkowej obywateli Ukrainy do Polski z handlem przygranicznym.

Słowa kluczowe: handel przygraniczny, pogranicze polsko-ukraińskie, kurs walutowy, migracja zarobkowa

Trade at the Polish-Ukrainian borderland — selected economic aspects

Summary. The purpose of the study is to characterize and assess the influence of selected economic factors on the value of purchases made by Ukrainian citizens in Poland at the border (so-called unregistered turnover on customs declarations). The exchange rate and labour migration as well as the impact of political disorders that occurred at the end of 2013 in Ukraine were analysed in detail. The analysis covered the period 2009—2017. Data were derived from the questionnaires of the Statistical Office in Rzeszów, Local Data Bank of Statistics Poland, State Statistics Service of Ukraine and the Ministry of Family, Labour and Social Policy. The analysis of correlation and regression were used as the basic research tools.

The results of the study show that political events affected cross-border trade indirectly through, inter alia, the exchange rate, which limited the expenses made by Ukrainian citizens in Poland. However, this impact was not strong enough to reverse the upward trend in cross-border shopping. The analyses did not provide statistically significant indications of a cause-and-effect relationship between labour migration flows of Ukrainian citizens to Poland and cross-border trade.

Keywords: cross-border trade, Polish-Ukrainian borderland, exchange rate, labour migration

JEL: F16

^a Uniwersytet Rzeszowski, Wydział Ekonomii.

Problematyka handlu przygranicznego jest przedmiotem dociekań w różnych dziedzinach reprezentujących nauki społeczne. Najczęściej przeprowadza się analizy w kontekście ekonomiczno-geograficznym, psychologicznym lub socjologicznym. Można przy tym dostrzec pewne różnice w ukierunkowaniu dyskursu badawczego w Polsce i za granicą. Na forum międzynarodowym na pierwszy plan wysuwają się zachowania konsumentów oraz czynniki determinujące popyt i przygraniczną turystykę zakupową (Chandra, Head i Tappata, 2014; Di Matteo i Di Matteo, 1996; Ferris, 2000; Leal, López-Laborda i Saucó, 2010; Wang, 2004). W Polsce natomiast w sposób pogłębiany analizuje się przede wszystkim strukturę i tendencję kształtowania się obrotów w handlu przygranicznym ze względu na płynące z tego zjawiska konsekwencje dla rozwoju społeczno-gospodarczego (Brzosko-Sermak, 2015; Kawałko, 2011; Komornicki, 2010; Mync i Szul, 1999; Powęska, 2011, 2014, 2016; Sitek, 2016). Mniej uwagi poświęca się zaś czynnikom sprawczym przygranicznej wymiany handlowej.

Starając się wypełnić wskazaną lukę badawczą w polskim piśmiennictwie, za przedmiot analiz w niniejszym opracowaniu przyjęto obroty handlowe na pograniczu polsko-ukraińskim, przy czym uwagę skupiono na wybranych czynnikach ekonomicznych wpływających na wydatki ponoszone w Polsce przez nierezydentów przekraczających granicę lądową między Polską a Ukrainą. Badanie miało charakter eksploracyjny. Jego celem było dokonanie charakterystyki oraz oceny wpływu niektórych czynników ekonomicznych, takich jak kurs walutowy i migracja zarobkowa, na wartość zakupów dokonywanych w Polsce przez obywateli Ukrainy (tzw. obroty nierejestrowane na zgłoszeniach celnych). Poszukiwano także odpowiedzi na pytanie, czy (a jeśli tak, to w jaki sposób) zaburzenia polityczne, które doprowadziły do masowych protestów społecznych pod koniec 2013 r., a w konsekwencji spowodowały polityczny i gospodarczy kryzys u naszego wschodniego sąsiada¹, wpłynęły na tendencje rozwoju handlu przygranicznego.

Wybór tematu wynika również z roli, jaką odgrywa handel na pograniczu polsko-ukraińskim dla polskiej gospodarki. O jego dużym znaczeniu świadczą następujące argumenty:

- Ukraina jest drugim partnerem handlowym Polski, po gospodarce niemieckiej, pod względem wielkości wymiany przygranicznej. W 2016 r. wydatki Niemców stanowiły ok. 47% całości wydatków nierezydentów w Polsce w ruchu granicznym, wydatki Ukraińców — ok. 21%, a Czechów — ok. 12% (GUS i US w Rzeszowie, 2017, s. 48—53);

¹ W reakcji na korupcję władzy na Ukrainie i odejście od prozachodniego kierunku rozwoju pod koniec listopada 2013 r. rozpoczęły się masowe manifestacje społeczne (tzw. Euromajdan). W odpowiedzi na te wydarzenia wiosną 2014 r. Rosja zaanektowała Krym, będący głównym regionem turystycznym Ukrainy, i rozpoczęła działania militarne w południowo-wschodniej Ukrainie, gdzie koncentruje się znaczny potencjał gospodarczy tego kraju.

- handel to ważny impuls rozwoju lokalnego dla gmin i powiatów ze strefy przygranicznej. Według szacunków GUS w 2016 r. ponad 85% cudzoziemców przyjeżdżających z Ukrainy do Polski dokonywało zakupów w odległości do 50 km od granicy; było to ok. 70% ogółu obrotów w handlu przygranicznym (GUS i US w Rzeszowie, 2017, s. 68—75). Co warte zaznaczenia, wydatki te absorbowały coraz większą część sprzedaży detalicznej w województwach graniczących z Ukrainą (tj. w podkarpackim i lubelskim). W 2009 r. relacja ta wynosiła ok. 5%, a w 2016 r. było to już prawie trzykrotnie więcej (14,7%)²;
- handel przygraniczny jest ważny także dla kształtowania bilateralnych stosunków handlowych z Ukrainą. W 2010 r. wartość towarów kupowanych w Polsce przez obywateli Ukrainy w obszarze przygranicznym stanowiła ok. 20% wartości eksportu towarowego kierowanego na Ukrainę, a po 2013 r. wskaźnik ten wzrósł ponad dwukrotnie i w latach 2014—2017 kształtował się na poziomie od 42 do 50%. Dla porównania w 2002 r. wartość towarów sprzedawanych mieszkańcom Ukrainy w ramach handlu przygranicznego osiągnęła 13% wartości polskiego eksportu na Ukrainę. Co więcej, po 2009 r. zarówno w handlu zagranicznym ogółem, jak i w handlu przygranicznym z Ukrainą Polska wykazywała nadwyżkę handlową, a w okresie stagnacji obrotów eksportowych (w latach 2014—2016) rozmiary nadwyżki w handlu przygranicznym zrównały się z wielkością salda wymiany towarowej z Ukrainą (w 2016 r. było to ok. 6,7 mld zł)³.

Badaniem objęto lata 2009—2017, tj. okres po przystąpieniu Polski do strefy Schengen, co było determinowane także dostępnością danych. Główne źródło danych stanowiły badania ankietowe realizowane przez Ośrodek Badań Obszarów Transgranicznych i Statystyki Euroregionalnej US w Rzeszowie przy wsparciu Straży Granicznej i Służby Celnej, dotyczące obrotu towarów i usług w ruchu granicznym (obroty nierejestrowane na zgłoszeniach celnych) oraz liczby osób przekraczających lądową granicę polsko-ukraińską. Ponadto wykorzystano dane z BDL GUS, informacje dostarczane przez Państwową Służbę Statystyki Ukrainy oraz dane Ministerstwa Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej (MRPiPS) na temat zatrudniania cudzoziemców w Polsce. Jako podstawowymi narzędziami badawczymi posłużono się analizą korelacji oraz analizą regresji.

CZYNNIKI WPŁYWAJĄCE NA OBROTY W HANDLU PRZYGRANICZNYM — ASPEKTY TEORETYCZNE

Handel przygraniczny to dokonywanie zakupów towarów przez osoby fizyczne w kraju ościennym i przewożenie ich przez granicę bez ewidencji w dokumentach odprawy celnej, w ilościach nieprzekraczających określonych prawnie

² Obliczenia własne na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS) oraz publikacji GUS i Urzędu Statystycznego (US) w Rzeszowie (2010—2017).

³ Obliczenia własne na podstawie danych z: http://swaid.stat.gov.pl/HandelZagraniczny_dashboards/Raporty_predefiniowane/RAP_DBD_HZ_4.aspx oraz GUS i US w Rzeszowie (2010—2017).

norm celnych (Powęska, 2016, s. 117). Zakupy te na ogół (Powęska, 2016, s. 114—118; Wang, 2004):

- są dokonywane na terenach położonych w pobliżu granicy państwa;
- mają głównie charakter konsumpcyjny (zaspokajają potrzeby własne kupujących, ich rodzin czy osób bliskich), ale często towarzyszy im drobna, z reguły nieewidencjonowana działalność handlowa (odsprzedaż produktów na targowiskach lub bazarach).

W literaturze przedmiotu termin ten bywa stosowany zamiennie z takimi określeniami, jak: zakupy transgraniczne/przygraniczne (Leal i in., 2010; Ferris, 2000; Tömöri, 2010), konsumpcja przygraniczna (Wang, 2004), a także turystyka zakupowa (Tömöri, 2010; Zielińska-Szczepkowska i Zabielska, 2016).

Handel przygraniczny może się rozwijać w warunkach braku politycznych, komunikacyjnych i infrastrukturalnych ograniczeń dla przemieszczania się ludności przez granicę oraz przy znacznych różnicach cen i dochodów ludności (Powęska, 2016, s. 118—121; Wang, 2004). Wymienione warunki są łącznie spełnione na pograniczu polsko-ukraińskim, tj.:

- między Polską a Ukrainą istnieją znaczne różnice w poziomie dochodów. W 2016 r. PKB *per capita* w Polsce (26036 USD) około trzykrotnie przewyższał wartość tego miernika na Ukrainie (7668 USD)⁴;
- regulacje umożliwiające zwrot podatku VAT podróżnym wywożącym towary poza obszar celny UE (w systemie Tax Free) wzmacniają atrakcyjność cenową polskich towarów oraz usług dla obywateli Ukrainy (Rudy, 2018);
- przepływ ludności przez granicę może się odbywać relatywnie sprawnie dzięki podpisaniu w 2009 r. umowy o zasadach małego ruchu granicznego między Polską a Ukrainą (umowa weszła w życie 1 lipca 2009 r.). Kolejne ułatwienia w ruchu granicznym nastąpiły w 2017 r. wraz z wejściem w życie umowy stowarzyszeniowej między Ukrainą a UE, znoszącej m.in. obowiązek posiadania wizy przez obywateli Ukrainy podróżujących do krajów UE.

W literaturze przedmiotu sugeruje się, że decyzje o dokonaniu zakupów w sąsiednim kraju mają charakter funkcjonalny. Można je rozpatrywać w kategoriach racjonalnego wyboru (np. w kontekście minimalizowania wydatków — por. Chandra i in., 2014), a główną siłą sprawczą takich decyzji są znaczne różnice cen między dwoma krajami (Di Matteo i Di Matteo, 1996; Evans, Lane i O’Grady, 1992; Fitzgerald, Quinn, Whelan i Williams, 1988; Gorodnichenko i Tesar, 2009; Powęska, 2016, s. 118—121; Wang, 2004). Szczególnie dużo miejsca poświęca się analizie zakupów transgranicznych motywowanych niższymi cenami, wynikającymi z różnic w obciążeniach fiskalnych — niższych stawek podatku VAT czy akcyzy. Dotyczy to takich produktów, jak paliwa, papierosy, alkohol czy loterie (Chiou i Muehlegger, 2008; Ferris, 2000; Leal i in., 2010).

⁴ Wartości wyrażone według PPP, w cenach stałych z 2011 r. — dane Banku Światowego (<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.PP.KD>).

Wśród czynników wpływających na obroty handlu przygranicznego wymienia się także dogodne kursy walutowe. Analizie poddawane są zarówno kursy nominalne (Bags, Fung i Lapham, 2015; Ferris, 2000), jak i kursy realne (skorygowane o stopy inflacji na badanych rynkach — Chandra i in., 2014; Di Matteo i Di Matteo, 1996). Badania potwierdzają kierunek tej zależności: deprecjacja waluty danego kraju osłabia skłonność jego mieszkańców do dokonywania zakupów w strefie przygranicznej kraju sąsiedniego.

Do ważnych ekonomicznych determinant handlu przygranicznego zalicza się ponadto:

- sytuację dochodową mieszkańców. W tym przypadku nie można jednak mówić o jednym kierunku wpływu, bo chociaż wzrost dochodu *per capita* sprzyja zwiększaniu wydatków w zakupach transgranicznych (Di Matteo i Di Matteo, 1996, s. 118; Wang, 2004, s. 154), to badania prowadzone na pograniczu chińskim czy kanadyjsko-amerykańskim wskazują, że większą częstotliwość przekroczeń granicy w celach zakupowych odnotowywano w przypadku osób o niższym dochodzie (Chandra i in., 2014, s. 655; Wang, 2004, s. 157). Można to wyjaśniać mniejszym kosztem alternatywnym podróży, jakim są m.in. utracone wynagrodzenia za pracę (Ferris, 2000), a także obniżoną motywacją bogatszych gospodarstw domowych do szukania oszczędności (lub dodatkowych dochodów) w budżecie rodzinnym poprzez zakupy transgraniczne (Chandra i in., 2014, s. 655);
- koszty towarzyszące przekroczeniu granicy wynikające z odległości miejsca zamieszkania od granicy, ceny paliw (Chandra i in., 2014; Gorodnichenko i Tesar, 2009), opłat administracyjnych itp.;
- aspekty jakościowe związane z wydajnością kanałów dystrybucji, asortymentem towarów, elastycznymi terminami zakupów (Ferris, 2000; Evans i in., 1992; Timothy i Butler, 1995; Wang, 2004).

W kręgu rozważań znajdują się również kulturowe, demograficzne oraz społeczne uwarunkowania podejmowania decyzji o zakupach w sąsiednim kraju. Decyzje te są ponadto analizowane jako jedna z form turystyki lub sposób spędzania wolnego czasu (Timothy i Butler, 1995; Wang, 2004). Podkreśla się też, że immanentną cechą handlu przygranicznego jest sezonowość.

W dotychczasowych badaniach (np. Chandra i in., 2014; Di Matteo i Di Matteo, 1996; Ferris, 2000) jako miary przybliżające skalę zakupów dokonywanych w strefie przygranicznej stosowane są zazwyczaj dwa mierniki:

- liczba osób/samochodów przekraczających granicę (pobyty jednodniowe);
- wartość dokonywanych zakupów deklarowana przez osoby przekraczające granicę (powracające do kraju).

W weryfikacji zależności często wykorzystuje się analizę regresji, analizę korelacji oraz analizę czynnikową. Głównym źródłem danych są informacje pochodzące z krajowych urzędów statystycznych, uzupełniane wynikami badań ankietowych lub kwestionariuszowych.

METODA BADANIA

Omawiane badanie ma charakter eksploracyjny, a jego celem jest ustalenie wpływu (bądź braku wpływu) wybranych czynników ekonomicznych na polsko-ukraiński handel przygraniczny. Spośród szerokiej palety determinant handlu przygranicznego szczegółowo przeanalizowano zatem te, które są wskazywane w literaturze przedmiotu (m.in. Bags i in., 2015; Chandra i in., 2014; Di Matteo i Di Matteo, 1996; Powęska, 2016, s. 120—121, 152; Wang, 2004) jako jedne z ważniejszych czynników sprawczych przygranicznych transakcji handlowych:

- kanał cenowy — uwzględniono realny kurs walutowy UAH/PLN, oddziałujący na relacje cenowe między dwoma krajami;
- kanał dochodowy — zwrócono uwagę na wzmożoną w ostatnich latach migrację zarobkową obywateli Ukrainy do Polski, wpływającą na sytuację dochodową ukraińskich gospodarstw domowych.

Rozważaniami objęto także aktualną sytuację polityczną na Ukrainie i jej wpływ na handlowe transakcje przygraniczne.

W nawiązaniu do cytowanych wcześniej badań jako przybliżenie wartości zakupów dokonywanych w Polsce przez obywateli Ukrainy (y) wykorzystano dwie miary (GUS i US w Rzeszowie, 2010—2017):

- szacunkową wartość towarów i usług zakupionych w Polsce przez nierezydentów przekraczających lądową granicę ukraińsko-polską (w mln zł) — (y_1);
- liczbę przekroczeń lądowej granicy polsko-ukraińskiej (z Polski na Ukrainę) przez nierezydentów (w tys. osób) — (y_2).

W celu weryfikacji zależności przyczynowo-skutkowych oszacowaniu poddano następujące równanie regresji:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 kurs_t + \alpha_2 praca_t + \sum_{i=2}^4 \beta_i Q_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

- kurs* — realny kurs walutowy UAH/PLN⁵,
- praca* — liczba zezwoleń na pracę w Polsce wydanych obywatelom Ukrainy (*praca*₁) lub liczba oświadczeń polskich pracodawców o zamiarze powierzenia pracy obywatelowi Ukrainy (*praca*₂)⁶,
- Q_i — zmienne zero-jedynkowe odpowiadające za efekty sezonowe dla II, III oraz IV kwartału (I kwartał jako kategoria referencyjna).

⁵ Źródło danych: https://ukrstat.org/en/operativ/operativ2006/ct/cn_rik/isc/isc_e/isc_per_e.htm; <https://www.bankier.pl/waluty/kursy-walut/nbp/UAH>; www.stat.gov.pl.

⁶ Źródło danych: <https://www.mpips.gov.pl/analizy-i-raporty/cudzoziemcy-pracujacy-w-polsce-statystyki/>.

Pierwotnie w równaniu uwzględniono także zmienną Maj_t , odnoszącą się do okresu przed listopadem 2013 r. i późniejszego. W toku estymacji zmienna ta okazała się jednak nieistotna statystycznie, dlatego usunięto ją z wyjściowego równania regresji.

Równanie regresji szacowano dla okresów kwartalnych w latach 2009—2017. Niemniej ze względu na dostępność danych dotyczących liczby zezwoleń na pracę w Polsce wydanych obywatelom Ukrainy (informacje publikowane w cyklach półrocznych) dokonano także estymacji parametrów równania dla okresów półrocznych, odpowiednio modyfikując zmienne odpowiadające za efekty sezonowe. Dodatkowo, dla poprawienia rezultatów estymacji, parametry równania oszacowano także na podstawie zlogarytmowanych wartości zmiennych.

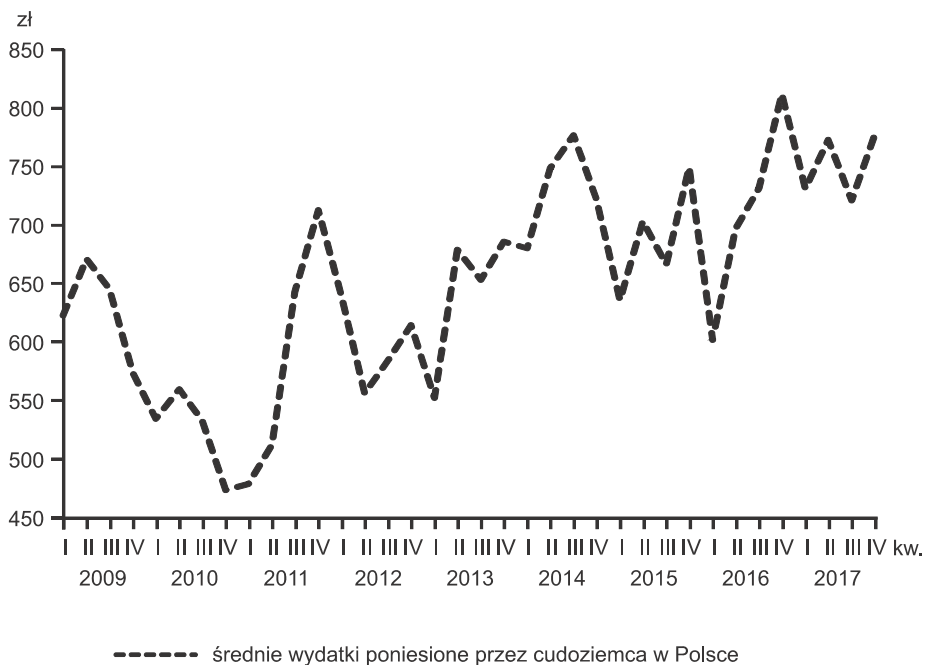
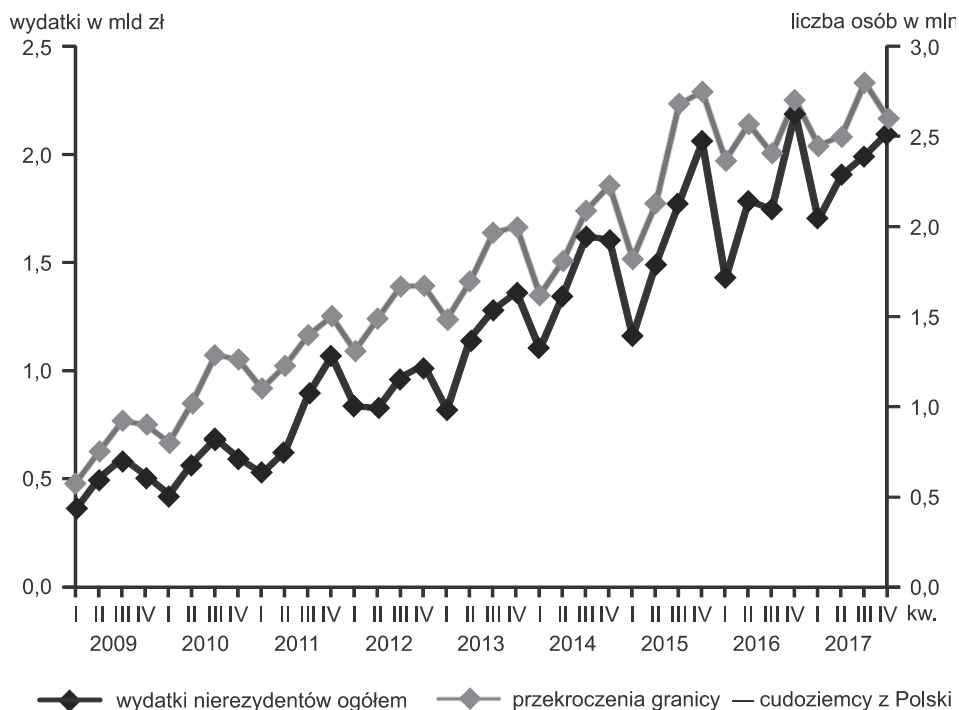
Dokonując interpretacji wyników analiz, należy mieć na uwadze, że dane wykorzystane w obliczeniach mają charakter szacunkowy. Dotyczy to zarówno informacji na temat handlu przygranicznego, pochodzących z badań ankietowych prowadzonych przez US w Rzeszowie, jak i danych o zatrudnieniu obywateli Ukrainy w Polsce, które m.in. nie uwzględniają szarej strefy. Mimo że dane te są jedynie pewnym przybliżeniem rzeczywistości, to jednak mogą odzwierciedlać ogólne tendencje kształtowania się analizowanego zjawiska i z tego względu są przydatne w pierwszym, eksploracyjnym etapie badań nad rozważanymi zależnościami.

CHARAKTERYSTYKA WYDATKÓW OBYWATELI UKRAINY W POLSCE W LATACH 2009—2017

Nierejestrowane na zgłoszeniach celnych wydatki ponoszone w Polsce przez nierezydentów przekraczających lądową granicę między Polską a Ukrainą w latach 2009—2017 można opisać następująco (GUS i US w Rzeszowie, 2010—2017):

- są to głównie wydatki obywateli Ukrainy, gdyż dominują oni wśród cudzoziemców przekraczających granicę polsko-ukraińską (97%). Większość z nich przekraczała granicę z Polską kilka razy w tygodniu (65,4%) lub kilka razy w miesiącu (25%), przede wszystkim po to, aby dokonać zakupów w Polsce (90%);
- wydatki te podlegały wahaniom sezonowym. Z reguły zakupy obywateli Ukrainy w Polsce były większe w drugim półroczu. Największe obroty odnotowano w IV kwartale, a najmniejsze — w I kwartale każdego badanego roku (wykr. 1);
- zmiany w wydatkach ogółem kształtowały się pod wpływem zmian w zakupach artykułów żywnościowych, które przeważały w strukturze wydatków (w okresie 2009—2017 stanowiły przeciętnie ok. 86% ogółu wydatków ponoszonych w Polsce przez mieszkańców Ukrainy).

WYKR. 1. WYDATKI OBYWATELI UKRAINY W POLSCE W RUCHU GRANICZNYM

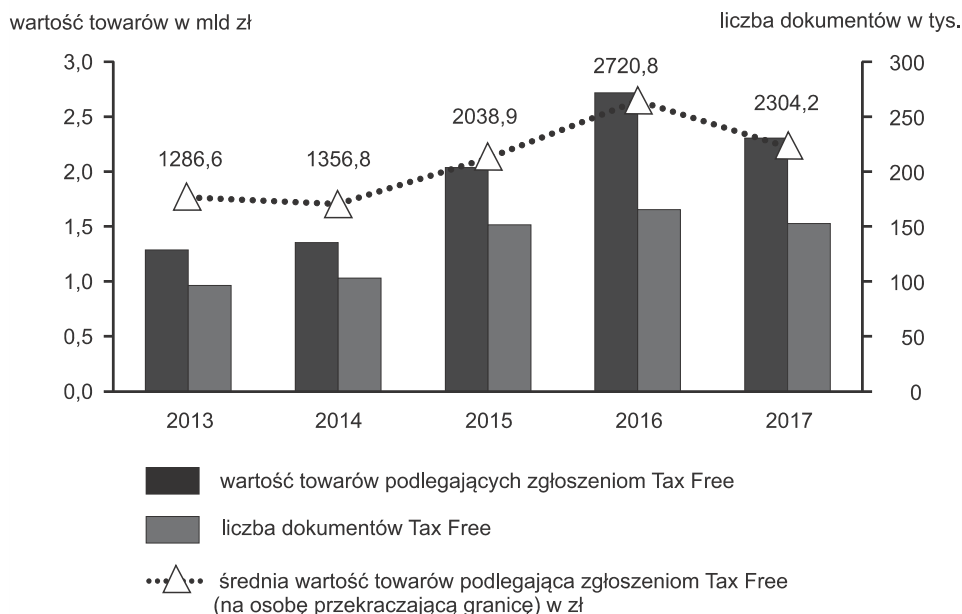


Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS i US w Rzeszowie (2010—2017).

Ogólnie — w ujęciu zarówno rocznym, jak i kwartał do kwartału roku poprzedniego — od 2009 r. widoczna jest relatywnie stabilna tendencja wzrostowa wartości zakupów towarów dokonywanych w Polsce przez obywateli Ukrainy (wykr. 1). Wzrost obrotów w handlu przygranicznym wynikał w dużym stopniu ze zwiększenia się liczby osób przekraczających granicę (z ok. 3,2 mln w 2009 r. do 10,3 mln w 2017 r.). Z funkcji trendu wynika, że przeciętne wydatki poniesione przez cudzoziemca w Polsce wzrastały w analizowanym okresie wolniej; średnio z kwartału na kwartał o ok. 6 zł ($R^2 = 0,496$; z 626,8 zł w 2009 r. do 713,83 zł w 2016 r.).

Wzrost wartości zakupów obywateli Ukrainy w Polsce potwierdzają także przedstawione na wykr. 2 dane rejestrowane przez Krajową Administrację Skarbową (KAS). Wynika z nich, że w woj. podkarpackim w okresie 2015—2017 wartość towarów podlegających zgłoszeniom Tax Free wzrosła niemal dwukrotnie w porównaniu do lat 2013 i 2014 (z 1,3 mld zł w 2013 r. do 2,3 mld zł w 2017 r.).

WYKR. 2. ZGŁOSZENIA TAX FREE NA PRZEJŚCIACH GRANICZNYCH W WOJ. PODKARPACKIM



a Dane za I—IX, prognozowane do końca roku.

WYBRANE DETERMINANTY EKONOMICZNE POLSKO-UKRAIŃSKIEGO
HANDLU PRZYGRANICZNEGO W LATACH 2009—2017

Niestabilna sytuacja polityczna na Ukrainie w końcu 2013 r. oraz działania wojenne prowadzone od 2014 r. w południowo-wschodniej, rozwiniętej gospodarczo części tego kraju przełożyły się na sferę ekonomiczną, a mianowicie na:

- obniżenie tempa wzrostu gospodarczego (a nawet ujemne stopy zmian PKB⁷);
- gwałtowny wzrost poziomu inflacji (która w latach 2014 i 2015 osiągnęła ponad 40%);
- znaczące załamanie notowań nominalnego oraz realnego kursu waluty ukraińskiej (wykr. 3).

Od 2016 r. sytuacja gospodarcza zaczęła się stabilizować (dodatnie stopy wzrostu PKB, spadek inflacji), niemniej jednak nie pociągnęło to za sobą odbudowania siły nabywczej ukraińskiej hrywny.

Deprecjacja ukraińskiej hrywny obniżyła atrakcyjność cenową polskich produktów i usług. Mimo to wydatki obywateli Ukrainy w Polsce systematycznie rosły (wykr. 4). Analiza korelacji liniowej Pearsona sugeruje powiązanie realnego kursu walutowego UAH/PLN z wydatkami obywateli Ukrainy w Polsce ($r = -0,788$, $p < 0,05$), ale wskazuje na odmienny kierunek współwystępowania, niż wynika to z ustaleń literatury przedmiotu — osłabieniu ukraińskiej hrywny towarzyszył wzrost wartości zakupów obywateli Ukrainy w Polsce.

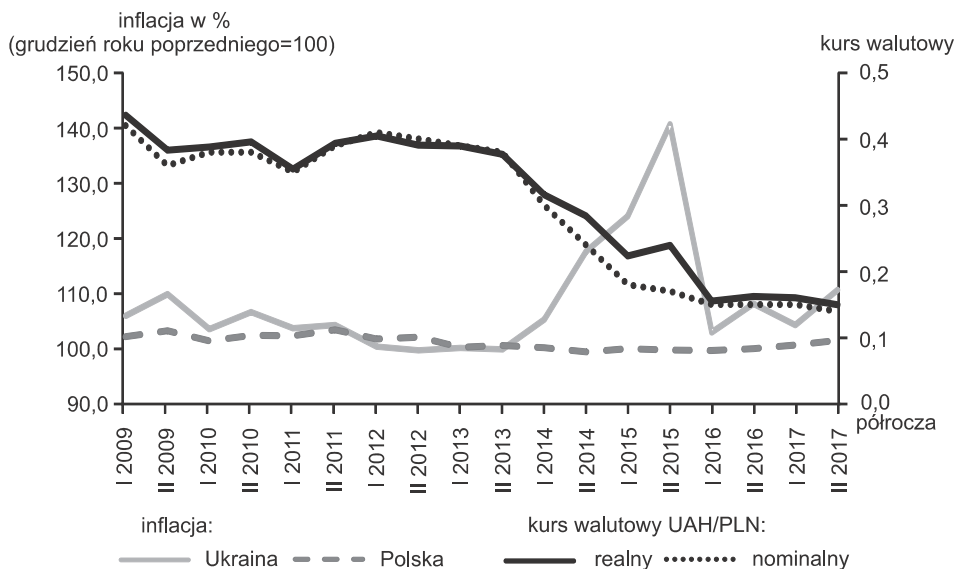
Obserwowane współzależności między kursem walutowym a handlem przygranicznym mogą z jednej strony wynikać ze współwystępowania silnie zaznaczających się trendów tych zmiennych (trend wzrostowy w przypadku wydatków, a spadkowy w przypadku kursu walutowego) i nosić znamiona pozornych powiązań przyczynowo-skutkowych. Z drugiej strony taki stan rzeczy może świadczyć o silniejszym oddziaływaniu na obroty w handlu przygranicznym między Polską a Ukrainą innych czynników niż kurs walutowy, takich jak:

- relacje cenowe między podobnymi produktami sprzedawanymi w Polsce oraz na Ukrainie — jeśli zmiany kursu walutowego nie zniwelowały istniejących różnic cenowych, m.in. ze względu na przepisy o Tax Free (por. Rudy, 2018);
- inne niż cena atrybuty oferty produktowej, będące ważnym motywem dokonywania zakupów w Polsce, np. różnice w jakości produktów, ich różnorodność lub dostępność⁸ (por. Powęska, 2016, s. 119; Rudy, 2018);
- emigracja zarobkowa obywateli Ukrainy — jeśli ich wynagrodzenia są nominiowane w innej walucie niż UAH, poziom kursu walutowego może odgrywać mniejsze znaczenie w kształtowaniu realnej siły nabywczej ich dochodów.

⁷ W 2014 r. było to -6,6%, w 2015 r. — -9,8%, a w 2016 r. — 2,3% (<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG>).

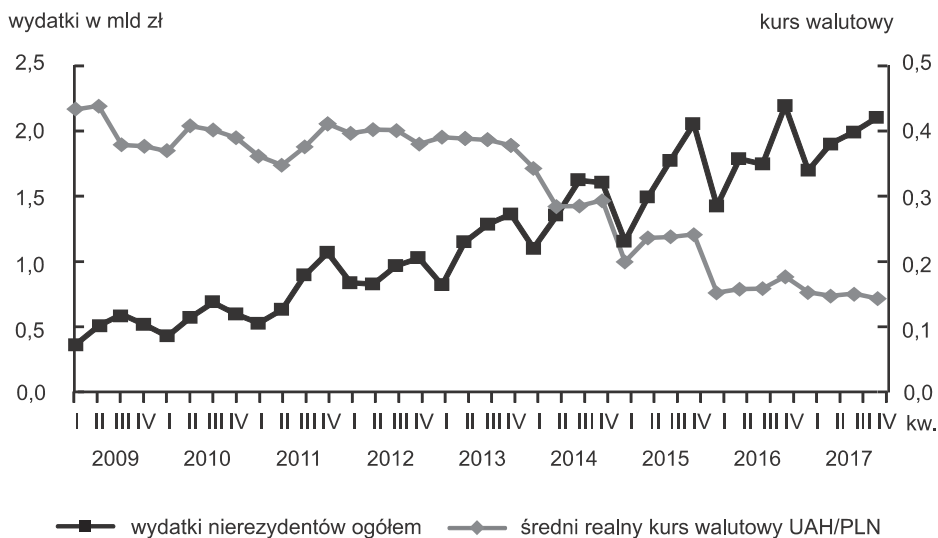
⁸ Badania prowadzone na pograniczu krajów o znacznych różnicach poziomu rozwoju ekonomicznego wskazują, że na rozwój handlu zagranicznego, oprócz różnic cenowych, duży wpływ wywierają różnice w poziomie zaopatrzenia rynku oraz jakości towarów (Hsieh, Chang, 2006; Powęska, 2016, s. 119).

WYKR. 3. KURS WALUTOWY UAH/PLN ORAZ INFLACJA W POLSCE I NA UKRAINIE



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z: <https://www.bankier.pl/waluty/kursy-walut/nbp/UAH>; https://ukrstat.org/en/operativ/operativ2006/ct/cn_rik/isc/isc_e/isc_per_e.htm; www.stat.gov.pl.

WYKR. 4. WARTOŚĆ ZAKUPÓW W RUCHU GRANICZNYM OBYWATELI UKRAINY W POLSCE A REALNY KURS WALUTOWY UAH/PLN



Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS i US w Rzeszowie (2010—2017) oraz danych z: <https://www.bankier.pl/waluty/kursy-walut/nbp/UAH>; https://ukrstat.org/en/operativ/operativ2006/ct/cn_rik/isc/isc_e/isc_per_e.htm; www.stat.gov.pl.

W omawianym badaniu szczegółowej analizie poddano trzeci z wymienionych czynników. Poziom migracji zarobkowej obywateli Ukrainy do Polski szacowano na podstawie oficjalnych rejestrów liczby zezwoleń na pracę w Polsce wydanych obywatelom Ukrainy oraz liczby zarejestrowanych oświadczeń pracodawców o zamiarze powierzenia pracy obywatelowi Ukrainy. Dane te nie odzwierciedlają w pełni rzeczywistych strumieni migracyjnych między Polską a Ukrainą, założono jednak, że wyrażają generalne tendencje kształtowania się tego zjawiska.

Z danych MRPiPS wynika, że od 2008 r. systematycznie rosły liczba zezwoleń na pracę wydanych obywatelom Ukrainy oraz liczba oświadczeń pracodawców o zamiarze zatrudnienia obywateli Ukrainy, przy czym do 2014 r. ich tempo przyrostu było umiarkowane (wykr. 5). Po 2014 r. zarówno liczba wydanych zezwoleń, jak i liczba oświadczeń ulegały zwielokrotnieniu w kolejnych okresach. W II półroczu 2017 r. obywatelom Ukrainy wydano ponad 101 tys. zezwoleń na pracę oraz zarejestrowano ponad 810 tys. oświadczeń pracodawców. Dla porównania w 2014 r. było to ok. 15 tys. zezwoleń oraz ok. 190 tys. oświadczeń.

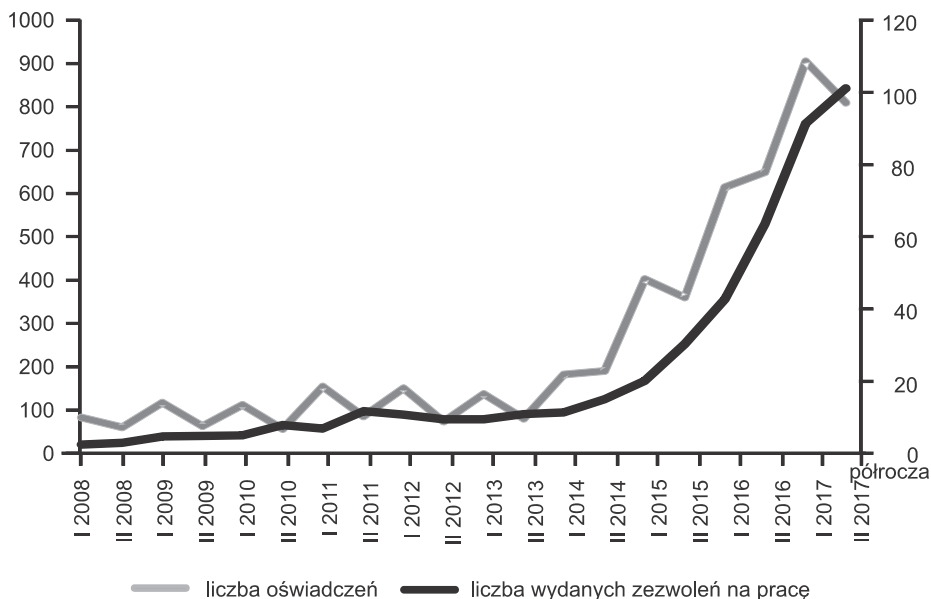
Znaczną skalę migracji obywateli Ukrainy do Polski po 2014 r. potwierdzają także badania Chmielewskiej, Dobroczyka i Puzynkiewicza (2016). Wynika z nich, że w 2015 r. w związku z pracą (legalną i nie w pełni legalną) przebywało w Polsce ok. 1 mln Ukraińców, przy czym ze względu na krótkoterminowy charakter tej pracy — jednocześnie ok. 500 tys. (Chmielewska i in., 2016, s. 6). Wśród osób, które przyjechały do Polski, dominowali mieszkańcy zachodniej Ukrainy. Do 2013 r. stanowili oni ok. 94% strumienia migracji, a po 2014 r. ich udział obniżył się do ok. 75% (wzrosła skala migracji ze wschodniej Ukrainy, objętej działaniami wojennymi). Około 66% ukraińskich migrantów przekazywało pieniądze rodzinie na Ukrainie; 95% tych transferów było denominowane w innej walucie niż ukraińska (Chmielewska i in., 2016, s. 23 i 25).

Wskazane cechy stanowią przesłanki do przypuszczenia, że strumień migracji zarobkowej obywateli Ukrainy do Polski mogą wyjaśniać wzrostową tendencję obrotów w handlu przygranicznym poprzez podnoszenie siły nabywczej dochodów obywateli Ukrainy. Wyniki analizy korelacji potwierdziły pozytywne współwystępowanie wydatków obywateli ukraińskich w Polsce z liczbą wydanych im zezwoleń na pracę ($r = 0,783$, $p = 0,00$), a także z liczbą zarejestrowanych oświadczeń pracodawców ($r = 0,789$, $p = 0,00$). Podobnie jak w przypadku kursu walutowego trzeba jednak mieć na uwadze, że współzależność ta może wynikać z nakładania się silnych trendów wzrostowych w obu rozpatrywanych kategoriach ekonomicznych. W celu weryfikacji występowania zależności przyczynowo-skutkowych między nimi w kolejnym etapie przeprowadzono analizę regresji.

WYKR. 5. MIGRACJA ZAROBKOWA OBYWATELI UKRAINY DO POLSKI A ICH WYDATKI W POLSCE W RUCHU GRANICZNYM

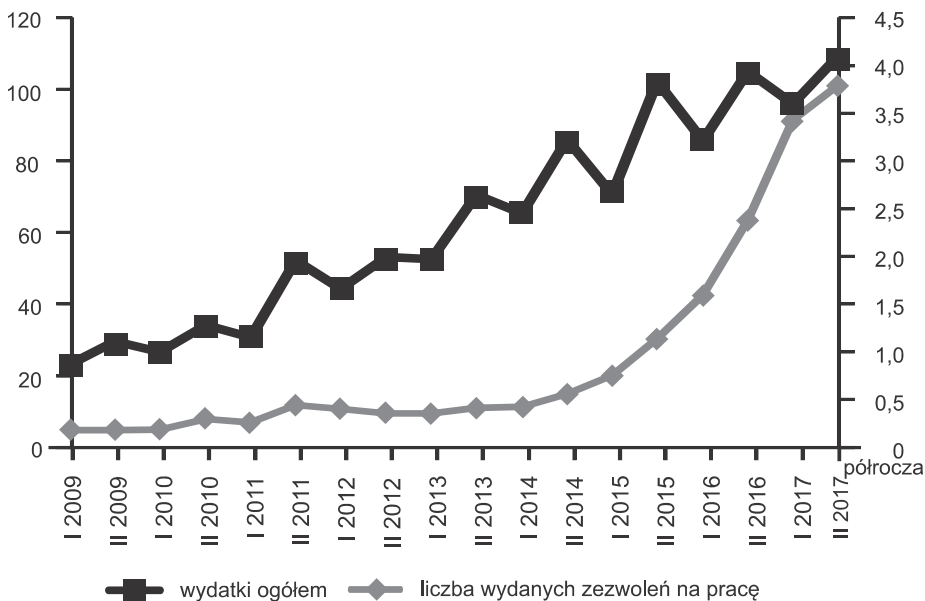
liczba oświadczeń w tys.

liczba zezwoleń w tys



wydatki w mld zł

liczba zezwoleń w tys.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z: <https://www.mpips.gov.pl/analizy-i-raporty/cudzoziemcy-pracujacy-w-polsce-statystyki>.

DETERMINANTY WYDATKÓW OBYWATELI UKRAINY W POLSCE W RUCHU GRANICZNYM — WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Równanie regresji weryfikujące zależności przyczynowo-skutkowe między wartością wydatków obywateli Ukrainy w Polsce w ruchu granicznym a poziomem kursu walutowego i poziomem migracji zarobkowej zbudowane zostało na podstawie szeregów czasowych, dla których częstym zjawiskiem jest występowanie pierwiastka jednostkowego. Warunek zastosowania szeregów czasowych w analizie regresji stanowi ich stacjonarność, dlatego szeregi czasowe rozpatrywanych zmiennych poddano weryfikacji pod tym względem, wykorzystując rozszerzony test Dickey-Fullera (ADF) (Kufel, 2011).

TABL. 1. WYNIKI (p) TESTU STACJONARNOŚCI ZMIENNYCH (ADF)

Zmienne	Dane kwartalne		Dane półroczne	
	poziom	pierwsze różnice	poziom	pierwsze różnice
y_1	0,179	<0,001	0,980	0,001
y_2	0,685	<0,001	0,711	<0,001
<i>kurs</i>	0,550	<0,001	0,980	0,001
<i>praca</i> ₁	—	—	0,759	0,370
<i>praca</i> ₂	0,734	0,746	0,720	0,550
$\ln y_1$	0,707	0,030	0,744	<0,001
$\ln y_2$	0,940	<0,001	0,840	0,020
$\ln kurs$	0,780	<0,001	0,877	0,0007
$\ln praca_1$	—	—	0,979	0,0024
$\ln praca_2$	0,702	0,194	0,366	0,199

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki testu ADF (tabl. 1) wskazują, że wszystkie analizowane szeregi czasowe mają pierwiastek jednostkowy. Zmienne opisujące wydatki na zakup towarów i usług ponoszone przez obywateli Ukrainy w Polsce, liczbę przekroczeń granicy polsko-ukraińskiej oraz realny kurs walutowy są zintegrowane rzędu pierwszego $I(1)$, zaś dane przybliżające poziom migracji zarobkowej obywateli Ukrainy do Polski — na ogół zintegrowane rzędu drugiego $I(2)$ ($p < 0,001$). W celu usunięcia niestacjonarności wygenerowano alternatywne zmienne, oparte na pierwszych różnicach zmiennych wyjściowych (w przypadku zmiennej *praca* zastosowano różnicowanie drugiego stopnia). W estymacji wykorzystano metodę najmniejszych kwadratów (MNK). Wyniki obliczeń przedstawiono w tabl. 2 i 3.

**TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI RÓWNAŃ (1)
DLA DANYCH KWARTALNYCH (N = 35)**

Wyszczególnienie	y_1	y_2
Zmienne niezlogarytmowane		
Estymacja	1	2
const	-64,58 (63,85)	-141,07** (66,42)
d_kurs	1496,33** (669,18)	1666,32*** (557,39)
$d2_praca_2$	-1,998*** (0,558)	-0,599 (0,663)
Q_2	112,68 (120,97)	275,14** (116,63)
Q_3	204,47** (78,87)	367,82*** (114,02)
Q_4	162,12** (78,45)	179,35** (70,93)
Autokorelacja reszt — rho1	-0,236	-0,233
Skorygowany R^2	0,734	0,691
Test F (p)	<0,001	<0,001
Test White'a (p)	0,090	0,024
Normalność (p)	0,447	<0,001
Autokorelacja LM1 (p)	0,176	0,229
Autokorelacja LM4 (p)	0,350	0,359
Zmienne zlogarytmowane		
Estymacja	3	4
const	-0,217*** (0,052)	-0,054 (0,047)
d_lnkurs	0,386*** (0,104)	0,209*** (0,072)
$d2_lnpraca_2$	0,0263 (0,036)	-0,050 (0,036)
Q_2	0,452*** (0,090)	0,145* (0,082)
Q_3	0,373*** (0,075)	0,185** (0,070)
Q_4	0,263*** (0,050)	0,066 (0,049)
Autokorelacja reszt — rho1	-0,091	-0,011
Skorygowany R^2	0,746	0,748
Test F (p)	<0,001	<0,001
Test White'a (p)	0,746	0,611
Normalność (p)	0,251	0,048
Autokorelacja LM1 (p)	0,270	0,951
Autokorelacja LM4 (p)	0,229	0,761

U w a g a. * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,001$. W nawiasach podano odporne błędy standardowe.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI RÓWNIANIA (1) DLA DANYCH PÓŁROCZNYCH ($N = 17$)

A. ZMIENNE NIEZLOGARYTMOWANE

Wyszczególnienie	y_1		y_2	
	estymacja			
	5	6	7	8
const	-158,20** (61,52)	-9,74 (166,25)	-146,13*** (48,37)	-188,43 (172,89)
d_kurs	4310,02** (1530,03)	3267,13* (1614,30)	3596,58** (1400,71)	4101,37** (1476,39)
$d2_praca_1$	7,54 (4,71)	—	4,89 (10,61)	—
$d2_praca_2$	—	-1,013 (1,010)	—	0,328 (0,979)
POL_2	786,40*** (101,38)	462,60 (331,90)	836,26*** (101,28)	941,84*** (296,11)
Autokorelacja reszt — rho1	-0,252	-0,076	-0,107	-0,089
Skorygowany R^2	0,797	0,806	0,725	0,724
Test F (p)	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
Test White'a (p)	0,703	0,573	0,273	0,105
Normalność (p)	0,806	0,796	0,002	0,004
Autokorelacja LM1 (p)	0,288	0,763	0,663	0,718
Autokorelacja LM2 (p)	0,499	0,764	0,891	0,939

B. ZMIENNE ZLOGARYTMOWANE

Wyszczególnienie	y_1		y_2	
	estymacja			
	9	10	11	12
const	-0,091*** (0,026)	0,0053 (0,060)	-0,056*** (0,014)	0,054 (0,041)
d_lnkurs	0,348** (0,120)	0,378** (0,129)	0,122 (0,094)	0,182* (0,091)
$d_lnpraca_1$	0,162 (0,099)	—	0,0041 (0,080)	—
$d2_lnpraca_2$	—	-0,072 (0,048)	—	-0,095** (0,034)
POL_2	0,329*** (0,028)	0,199* (0,095)	0,261*** (0,035)	0,065 (0,079)
Autokorelacja reszt — rho1	0,074	0,022	0,009	0,180
Skorygowany R^2	0,851	0,844	0,728	0,791
Test F (p)	<0,001	<0,001	0,00002	<0,001
Test White'a (p)	0,393	0,194	0,749	0,201
Normalność (p)	0,769	0,669	0,166	0,948
Autokorelacja LM1 (p)	0,812	0,941	0,976	0,514
Autokorelacja LM2 (p)	0,702	0,339	0,692	0,754

U w a g a. Jak przy tabl. 2.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wyniki estymacji sugerują, że wartość zakupów dokonywanych w Polsce przez obywateli Ukrainy w latach 2009—2017 (zmienna y_1) była wrażliwa na zmiany realnego kursu walutowego UAH/PLN. Współczynnik stojący przy

zmiennej *kurs* jest istotny statystycznie — choć na różnym poziomie istotności — we wszystkich równaniach regresji, w których zmienną objaśnianą są wydatki y_1 (estymacje nr 1, 3, 5, 6, 9 i 10). Uzyskane rezultaty potwierdzają teoretyczne ustalenia dotyczące kierunku oddziaływania kursu walutowego na poziom obrotów w handlu zagranicznym — deprecjacja ukraińskiej hrywny zmniejszyła wydatki obywateli Ukrainy w Polsce.

Jednocześnie wyniki analiz nie potwierdzają wpływu migracji zarobkowej na poziom wydatków ponoszonych w Polsce przez obywateli Ukrainy w ruchu granicznym. Jedynie w estymacji nr 1 współczynnik kierunkowy stojący przy zmiennej *praca*₂ jest istotny statystycznie, ale relatywnie niska wartości p (0,09) w przypadku testu White'a weryfikującego występowanie heteroskedastyczności reszt stawia te oszacowania pod znakiem zapytania.

Wartości testów diagnostycznych zasadniczo wskazują na poprawność oszacowania równania regresji, gdy zmienną objaśniającą są wydatki obywateli Ukrainy w Polsce (y_1): stopień dopasowania modelu do danych empirycznych według współczynnika determinacji przekracza 70%, równanie regresji jest istotne statystycznie (test F-Snedecora), reszty równania mają rozkład normalny (według testu Doornika-Hansena) oraz nie występuje autokorelacja zaburzeń losowych (według testu Breuscha-Godfrey'a) ani heteroskedastyczność reszt (test White'a).

Inaczej jest w przypadku równań, w których zmienną objaśnianą była liczba nierezydentów przekraczających granicę polsko-ukraińską w kierunku na Ukrainę (y_2). Reszty tego równania regresji nie mają rozkładu normalnego, na co wskazuje niska wartość p dla testu Doornika-Hansena (estymacje nr 2, 4, 7 i 8). Jedynie wyniki estymacji nr 11 oraz 12 mogłyby być poddane interpretacji ekonomicznej, niemniej w estymacji nr 11 tylko zmienna sezonowa jest istotna statystycznie, estymacja nr 12 wskazuje zaś na istotny statystycznie wpływ realnego kursu walutowego UAH/PLN na liczbę cudzoziemców przekraczających granicę polsko-ukraińską (jednak dopiero przy poziomie istotności statystycznej wynoszącym 10%) oraz na istotną statystycznie negatywną zależność względem liczby wydanych zezwoleń na pracę. Sugerowałoby to, że większa migracja (większa liczba zarejestrowanych oświadczeń) ograniczała liczbę nierezydentów przekraczających granicę polsko-ukraińską w kierunku na Ukrainę.

Rezultaty obliczeń wskazują, że zmienna w postaci liczby osób przekraczających granicę okazała się niewystarczająco dobrą aproksymantą przygranicznej wymiany handlowej między Polską a Ukrainą.

PODSUMOWANIE

Zaburzenia na Ukrainie, zapoczątkowane w sferze politycznej, które z końcem 2013 r. przeniosły się na sfery społeczną i gospodarczą, nie wpłynęły bezpośrednio na tendencje rozwoju polsko-ukraińskiej wymiany przygranicznej. Po

2013 r. następował bowiem dalszy wzrost wartości zakupów dokonywanych przez obywateli Ukrainy w Polsce w ruchu granicznym. W tym samym czasie wystąpiła stagnacja w oficjalnej wymianie towarowej między oboma krajami, co pokazuje, że wymiana przygraniczna była mniej wrażliwa na czynniki polityczne niż strumienie handlu zagranicznego ogółem. W kształtowaniu się obrotów towarów i usług w ruchu granicznym ważniejszą rolę odgrywały czynniki prawne, regulujące formalności związane z przekraczaniem granicy, w szczególności w ramach porozumienia o małym ruchu granicznym, a także umowy stowarzyszeniowej Ukrainy z UE (ruch bezwizowy).

Wydarzenia polityczne pośrednio wpłynęły na przygraniczną wymianę handlową, a kanałem transmitującym te oddziaływania był m.in. kurs walutowy. Kryzys polityczny przyczynił się do osłabienia ukraińskiej hrywny, co poprzez mechanizm cenowy ograniczało skalę wydatków obywateli Ukrainy w Polsce. Jego oddziaływanie nie było jednak na tyle silne, aby odwrócić wzrostowy trend w zakupach przygranicznych. Wskazuje to, że należy poszukiwać innych czynników, które silniej niż kurs walutowy oddziaływały na wymianę przygraniczną.

Przeprowadzone badanie nie daje wystarczających podstaw do wnioskowania, że takim czynnikiem była wzmożona migracja zarobkowa obywateli Ukrainy do Polski. Dokonane obliczenia nie dostarczyły istotnych statystycznie przesłanek do przyczynowo-skutkowego powiązania strumieni migracji zarobkowej z handlem przygranicznym. Nie znaczy to jednak, że zjawisko migracji jest obojętne dla rozwoju polsko-ukraińskiego handlu przygranicznego. Uzyskane wyniki świadczą raczej o tym, że wykorzystane zmienne (zarejestrowane oświadczenia i wydane zezwolenia na pracę) nie są adekwatne do pomiaru migracji zarobkowej w odniesieniu do przedmiotu badania. Może to wynikać, po pierwsze, z szacunkowego charakteru danych dotyczących skali zatrudnienia obywateli Ukrainy w Polsce, a także ze znaczącego wpływu szarej strefy na kształtowanie się tego zjawiska. Po drugie, wśród przekraczających polsko-ukraińską granicę lądową dominują osoby (ok. 90%), które przyjeżdżają do Polski w celach zakupowych kilka razy w tygodniu lub miesiącu. W kontekście powiązania strumieni migracyjnych z wartością zakupów dokonywanych w Polsce przez obywateli Ukrainy lepszą miarą mogłyby być np. transfery przekazywane przez ukraińskich pracowników do ich rodzin, w statystyce publicznej brakuje jednak danych na ten temat. Dla pełnego wyjaśnienia wskazanych wyżej zależności konieczne jest przeprowadzenie pogłębionych badań, w tym badań o charakterze jakościowym (np. pogłębione wywiady w odpowiednio dobranej grupie respondentów). Ponadto należy mieć na uwadze to, że przepływy migracyjne w ostatnich latach pochodziły nie tylko z terenów przygranicznych, ale obejmowały cały obszar Ukrainy, a strumienie migracji zarobkowej do Polski nie koncentrowały się w regionach przygranicznych. Województwa te odgrywały rolę tymczasowych miejsc pobytu, z których migranci przemieszczali się do bardziej rozwiniętych regionów Polski zachodniej i centralnej.

Wnioski wynikające z zaprezentowanych wstępnych analiz dotyczących polsko-ukraińskiego handlu przygranicznego wytyczają jednocześnie kierunek kontynuowania badań i ich rozszerzenia o inne determinanty przygranicznych transakcji handlowych. Uzyskane wyniki sugerują bowiem, że wzrostową tendencję obrotów w polsko-ukraińskim handlu przygranicznym w latach 2009—2017 mogą wyjaśniać także czynniki związane z różnicami w jakości oraz dostępności towarów po obu stronach granicy. Zgłębienie tego obszaru również wiąże się z koniecznością uzupełnienia analiz ilościowych o badania jakościowe, które są niezbędne do pozyskania adekwatnego materiału badawczego. Ponadto 1 stycznia 2018 r. na Ukrainie weszły w życie przepisy ograniczające przewożenie do tego kraju w handlu przygranicznym towarów nieobłożonych żadnymi podatkami i cłami. Chociaż regulacje te zmniejszyły atrakcyjność cenową produktów sprzedawanych w Polsce, to jednocześnie stworzyły możliwości analitycznej weryfikacji oddziaływania systemu Tax Free oraz relacji cenowych na polsko-ukraiński handel przygraniczny.

BIBLIOGRAFIA

- Bags, J., Fung, L., Lapham, B. (2015). Exchange Rates, Cross-Border Travel, and Retailers: Theory and Empirics. *Queen's Economics Department Working Paper*, (1351), 1—49.
- Brzosko-Sermak, A. (2015). Turystyka i handel przygraniczny — przykład wschodniego pogranicza Polski. *Prace Geograficzne*, (141), 43—55.
- Chandra, A., Head, K., Tappata, M. (2014). The Economics of Cross-Border Travel. *The Review of Economics and Statistics*, 96(4), 648—661.
- Chiou, L., Muehlegger, E. (2008). Crossing the line: Direct estimation of crossborder cigarette sales and the effect on tax revenues. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 8(48), 1935—1682.
- Chmielewska, I., Dobroczek, G., Puzyrkiewicz, J. (2016). *Obywatele Ukrainy pracujący w Polsce — raport z badania*. Warszawa: NBP.
- Di Matteo, L., Di Matteo, R. (1996). An analysis of Canadian cross-border travel. *Annals of Tourism Research*, 23(1), 103—122.
- Evans, W., Lane, H., O'Grady, S. (1992). *Border Crossings*. Scarborough, Ont.: Prentice-Hall Canada Inc.
- Ferris, J. S. (2000). The Determinants of Cross Border Shopping: Implications for Tax Revenues and Institutional Change. *National Tax Journal*, 53(4), 801—824.
- Fitzgerald, J. D., Quinn, T. P., Whelan, B. J., Williams, J. A. (1988). *An analysis of cross-border shopping*. Dublin: The Economic and Social Research Institute.
- Gorodnichenko, Y., Tesar, L. L. (2009). Border effect or country effect? Seattle may not be so far from Vancouver after all. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 219—241.
- GUS i US w Rzeszowie. (2010—2017). *Ruch graniczny oraz wydatki cudzoziemców w Polsce i Polaków za granicą*. Warszawa: GUS, Rzeszów: US.
- Hsieh, A. T., Chang, J. (2006). Shopping and tourist night markets in Taiwan. *Tourism Management*, 27(1), 138—145.

- Kawałko, B. (2011). Wybrane problemy polsko-ukraińskiej współpracy transgranicznej. *Barometr Regionalny*, (2), 35—60.
- Komornicki, T. (2010). Rola wymiany towarowej ze wschodnimi sąsiadami Polski w gospodarce lokalnej. *Prace Komisji Geografii Przemysłu*, (15), 105—116.
- Kufel, T. (2011). *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETl*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Leal, A., López-Laborda, J., Saucó, F. R. (2010). Cross-Border Shopping: A Survey. *International Advances in Economic Research*, 16(2), 135—148.
- Mync, A., Szul, R. (red.). (1999). *Rola granicy i współpracy transgranicznej w rozwoju regionalnym i lokalnym*. Warszawa: Europejski Instytut Rozwoju Regionalnego i Lokalnego, Uniwersytet Warszawski.
- Powęska, H. (2011). Struktura towarowa handlu przygranicznego na pograniczu polsko-ukraińskim. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 13(2), 371—376.
- Powęska, H. (2014). Udział nierejestrowanych zakupów artykułów nieżywnościowych w obrotach handlowych Polski z Ukrainą, Białorusią i Rosją. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 16(3), 236—241.
- Powęska, H. (2016). *Handel przygraniczny w warunkach zmian przenikalności granicy*. Warszawa: Wydawnictwo SGGW.
- Rudy, A. (2018). Przygraniczny handel upadnie. Pobrane z: <http://iustus.org.pl/prygraniczny-handel-upadnie/>.
- Sitek, S. (2016). *Uwarunkowania rozwoju lokalnego na obszarach przygranicznych*. Katowice: Wydawnictwo Uniwersytetu Śląskiego.
- Timothy, J. D., Butler, R. W. (1995). Cross-Border shopping. A North American perspective. *Annals of Tourism Research*, 22(1), 16—34. DOI: 10.1016/0160-7383(94)00052-T.
- Tömöri, M. (2010). Investigating shopping tourism along the borders of Hungary — a theoretical perspective. *GeoJournal of Tourism and Geosites*, 6(2), 202—210.
- Wang, D. (2004). Hong Kongers' cross-border consumption and shopping in Shenzhen: patterns and motivations. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 11(3), 149—159. DOI: 10.1016/S0969-6989(03)00014-6.
- Zielińska-Szczepkowska, J., Zabielska, I. (2016). Mały ruch graniczny z obwodem kaliningradzkim Federacji Rosyjskiej a rozwój turystyki zakupowej. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Ekonomiczne Problemy Turystyki*, (3), 349—362.

Wpływ generacji na ryzyko wypadków drogowych

Beata Jackowska^a , Ewa Wycinka^a 

Streszczenie. W 2017 r. rozpowszechniano pogląd, że milenialsi (przedstawiciele generacji Y) są najgorszymi kierowcami. W ubezpieczeniach komunikacyjnych od dawna znana jest prawidłowość, że do najważniejszych determinant ryzyka spowodowania wypadku należą wiek i płeć kierującego. Obecnie milenialsi są najmłodszymi kierowcami. Pojawia się zatem pytanie, czy przynależność do pokolenia — oprócz wieku — stanowi czynnik ryzyka spowodowania wypadku. Celem podjętego badania jest zweryfikowanie wpływu wieku i płci kierowców oraz ich przynależności do generacji na poziom wskaźnika wypadków drogowych w Polsce. W związku z występowaniem malejącego trendu tego wskaźnika dokonano analizy ryzyka względnego wypadków drogowych wśród osób posiadających prawo jazdy w Polsce w latach 2006—2017. W analizie wykorzystano dane z Komendy Głównej Policji (KGP), Polskiego Obserwatorium Bezpieczeństwa Ruchu Drogowego (POBR), Głównego Urzędu Statystycznego (GUS), Diagnozy Społecznej i badań Centrum Badania Opinii Społecznej (CBOS). W grupach wieku i płci estymowano odsetki osób posiadających prawo jazdy. Oszacowano udział poszczególnych generacji w tych grupach, przyjmując założenia teorii cyklu pokoleniowego. Przeprowadzone badania wędług grup wieku kierujących pojazdami sprawców wypadków oraz kierujących pojazdami uczestników wypadków nie potwierdziły hipotezy o wpływie generacji na ryzyko wypadku.

Słowa kluczowe: teoria pokoleń, bezpieczeństwo ruchu drogowego, ryzyko względne, generacja Y

The impact of generation on the risk of road accidents

Summary. The paper deals with the widespread perception, popular since 2017, that millennials are the worst drivers. In motor insurance, it is commonly known that age and gender are significant determinants of accidents' risk. Nowadays, millennials are the youngest drivers. Thus, the question arises whether, apart from the age, generation is a risk factor. The aim of this paper is to verify whether generation influences the level of the road accidents rate in Poland besides age and gender of drivers. Due to the downward trend of this rate, the relative risk of road accidents was analysed among licensed drivers in Poland in the years 2006—2017. For the analysis data of the Polish National Police, Polish Road Safety Observatory, Statistics Poland, Social Diagnosis as well as Public Opinion Research Centre were used. The percentage of licensed drivers was estimated for age and gender groups as well as the percentage of millennials in these groups, according to the generation theory. The results of the empirical study for age groups of both perpetrators of the accidents and drivers involved in accidents do not confirm the hypothesis about the impact of the generation on the risk of a road accident.

Keywords: generation theory, traffic safety, relative risk, generation Y

JEL: C43, G22, R41

^a Uniwersytet Gdański, Wydział Zarządzania.

15 lutego 2017 r. amerykańska fundacja AAA Foundation for Traffic Safety opublikowała raport *Traffic Safety Culture Index*, przedstawiający wyniki reprezentacyjnego badania amerykańskich kierowców w zakresie zachowań w ruchu drogowym w 2016 r. oraz postaw wobec zagrożeń w ruchu drogowym. Badanie jest prowadzone corocznie od 2008 r., a wyniki są przedstawiane według grup wieku kierujących pojazdami. Według raportu 88% kierowców w wieku 19–24 lat podjęło co najmniej jedno ryzykowne zachowanie podczas prowadzenia samochodu w ciągu ostatnich 30 dni (pisanie SMS-a, przejazd na czerwonym świetle, nadmierna prędkość) i jest to najwyższy odsetek we wszystkich grupach wieku¹. Sam raport nie odwoływał się do teorii pokoleń ani nie użyto w nim określenia „milenialsi”, jednak notatkę prasową przygotowaną przez fundację zatytułowano *Young Millennials Top List of Worst Behaved Drivers* (Johnson, 2017) (Młodzi milenialsi w czołówce listy niewłaściwie zachowujących się kierowców)². Opiniotwórcze media amerykańskie obiegrała informacja, że przedstawiciele pokolenia Y są gorszymi kierowcami niż przedstawiciele poprzednich pokoleń (DeBord, 2017; Halsey, 2017; Jansen, 2017; Mohn, 2017). W kolejnych miesiącach teza ta była wielokrotnie powielana przez liczne instytucje i portale, czego ślad w Internecie pozostał do dzisiaj.

Wydaje się, że chwytliwy tytuł notatki prasowej AAA Foundation for Traffic Safety niefortunnie wpłynął na odbiór wyników badań. Wiek w powiązaniu z płcią kierowców jest bowiem jednym z najważniejszych czynników ryzyka spowodowania wypadku, co potwierdzają wyniki wieloletnich badań empirycznych (Brockett i Golden, 2007; Jackowska i Wycinka, 2014). Dane historyczne pokazują, że w kolejnych, następujących po sobie pokoleniach można zaobserwować prawidłowość zmniejszania się ryzyka spowodowania wypadku wraz z wiekiem kierującego. Dodatkowo występuje mniejsze ryzyko spowodowania wypadków przez kobiety niż przez mężczyzn, nawet po uwzględnieniu różnic w odsetku kierujących mężczyzn i kobiet. Nasuwa się pytanie, czy zgodnie z rozpowszechnioną tezą wpływ na ryzyko spowodowania wypadku drogowego mają nie tylko wiek i płeć kierujących, lecz także przynależność pokoleniowa. Innymi słowy, czy dzisiejsi młodzi kierowcy z generacji Y są gorszymi kierowcami, niż byli w przeszłości młodzi kierowcy z poprzedniego pokolenia X? W niniejszym artykule postawiono za cel znalezienie odpowiedzi na to pytanie poprzez porównanie wskaźników wypadków drogowych w Polsce w latach 2006–2017 w podziale na wiek kierujących z uwzględnieniem wzrostu udziału milenialsów wśród kierowców.

¹ Odsetek kierowców, którzy podjęli ryzykowne zachowania w ciągu ostatnich 30 dni, według grup wieku: 16–18 lat — 69,3%, 19–24 lata — 88,4%, 25–39 lat — 79,2%, 40–59 lat — 75,2%, 60–74 lata — 67,3%, 75 lat i więcej — 69,1% (AAA Foundation for Traffic Safety, 2017).

² Pierwsze zdanie notatki brzmiało: „A new report from the AAA Foundation for Traffic Safety found that 88 percent of young millennials engaged in at least one risky behavior behind the wheel in the past 30 days, earning the top spot of worst behaved U.S. drivers” (Johnson, 2017).

TEORIA CYKLU POKOLENIOWEGO A WIEK — CZYNNIKI RYZYKA SPOWODOWANIA WYPADKU

Podstawy teorii cyklu pokoleniowego rozwinął Mannheim (1952), który jako pierwszy zwrócił uwagę na związek między funkcjonowaniem w ramach jednej grupy wieku i kształtowaniem się świadomości zbiorowej a przemianami społecznymi. Każda generacja osób urodzonych w zbliżonym czasie jest osadzona w kontekście warunków społecznych, ekonomicznych, politycznych i kulturowych, które określa się pojęciem „położenia pokoleniowego” (*generation location*) (Hildebrandt-Wypych, 2009; Pendergast, 2009). Przedstawiciele danej generacji uczestniczą w procesach społeczno-historycznych, będąc na tym samym etapie swojego życia, co wpływa na kształtowanie podobnych sposobów zachowań oraz hierarchii wartości. Jest to rzeczywistość populacji (*population actuality*). Te same wydarzenia są odbierane inaczej przez generacje będące na innym etapie życia. W ramach generacji wyróżnia się subgeneracje (*generation units*), które ze względu na węższy okres są wewnątrznie bardziej jednorodne niż cała generacja (Pendergast, 2009). Zgodna z teorią nakreśloną przez Mannheim’a jest teoria Straussa i Howe’a (1991), w której postawiono hipotezę, że historia to cykl czterech występujących po sobie faz przebudzeń i kryzysów, powtarzających się regularnie, chociaż w różnych wariantach, a wynikających z następstwa różnych typów pokoleń (Mirkowska, 2017).

Współcześnie najliczniejsze są generacje osób urodzonych w latach:

- baby boomers — 1946—1960;
- X — 1961—1983;
- Y, potocznie zwana milenialsami — 1984—1999;
- Z — w nowym tysiącleciu (rok 2000 i później)³.

Kolejne subgeneracje mają coraz mniej cech swoich poprzedników, a coraz więcej znamion, które obserwuje się u ich następców. Według Pendergast (2009) generacja Y składa się z urodzonych w latach 1982—2002 i może być podzielona na subgenerację Why (1982—1985), która ma jeszcze wiele cech generacji X, milenialsów (1985—1999), o typowych cechach pokolenia Y, oraz iGeneration (1999—2002), o wielu cechach przypisywanych już kolejnemu pokoleniu Z. W różnych regionach świata narodzinom nowych generacji towarzyszyły odmienne procesy społeczno-gospodarcze, dlatego okresy formowania się tych generacji nie muszą się pokrywać.

Ważną rolę w kształtowaniu postaw i poglądów pokolenia odgrywają wydarzenia zachodzące w czasie, gdy pokolenie wchodzi w nową fazę życia. Dla milenialsów takim wydarzeniem był kryzys finansowy mający początek w 2008 r.

³ W badaniach przedstawionych w niniejszym artykule przyjęto powyższe kryterium podziału na generacje, chociaż nie ma pełnej zgodności co do okresów, w których powstawały kolejne generacje. Wynika to z ewolucyjnego charakteru zmian cech generacji. Dodatkowo w różnych krajach przyjmuje się różne lata jako graniczne między kolejnymi pokoleniami (Pendergast, 2009; Kisiel, 2016).

(Mirkowska, 2017), aczkolwiek nie tylko zjawiska negatywne kształtują pokolenie (Fatyga, 2005). W Polsce pokolenie Y jako pierwsze wzrastało w poczuciu, że w Europie nie ma granic, rodzą się za to konflikty kulturowe i cywilizacyjne. W okresie dojrzewania przedstawiciele tej generacji duże znaczenie miały globalizacja oraz gwałtowny rozwój technologii informatycznych, w tym pojawienie się serwisów społecznościowych (Mirkowska, 2017; Pendergast, 2009). Dla mileniśców rzeczywistość wirtualna jest dopełnieniem świata realnego, a uczestnictwo w świecie społecznym to równoległa obecność w świecie realnym i wirtualnym. Przy każdej sposobności przeglądają oni treści internetowe, co wymaga podzielności uwagi i aktywności wielozadaniowej (Kisiel, 2016).

Generację Y cechuje unikanie ryzyka. W porównaniu do poprzedniego pokolenia wykazuje ona znacznie mniejsze zainteresowanie posiadaniem prawa jazdy i szybkiego samochodu. Odpowiada jej za to dużo bezpieczniejszy transport publiczny (Mirkowska, 2017). W ocenie starszych pokoleń mileniścy są niecierpliwi, roszczeniowi, oczekują szybkich efektów i nagród za podjęcie jakiegokolwiek działalności, a także nie czują potrzeby usamodzielnienia się. Sami przedstawiciele generacji Y uważają się zaś za osoby tolerancyjne, empatyczne, altruistyczne, poważnie podchodzące do ważnych decyzji życiowych. Mileniścy w Polsce przywiązują większą wagę do zamożności niż ich rówieśnicy w innych krajach (Kisiel, 2016).

Mileniścy (przyjmując lata urodzenia 1984—1999) zaczęli zdobywać uprawnienia do kierowania pojazdami po 2001 r. W 2017 r. były to osoby w wieku 18—33 lat — wszyscy najmłodsi kierowcy — a wiek w powiązaniu z płcią stanowi najważniejszy czynnik determinujący ryzykowne zachowania kierujących (Brockett i Golden, 2007; Jackowska i Wycinka, 2014). Badania empiryczne dotyczące tej zależności, a także próby wyjaśnienia, dlaczego młodzi mężczyźni są grupą kierowców o najbardziej ryzykownych zachowaniach, były jednymi z pierwszych prowadzonych w zakresie bezpieczeństwa ruchu drogowego. Już w latach 60. XX w. opublikowano liczne badania w tym zakresie. Markush, Clark, Leibel, Adams i Ryterband (1968) przedstawili wskaźniki zgonów w wypadkach drogowych w Stanach Zjednoczonych według wieku ofiar w latach 1906—1964 i podjęli próbę zidentyfikowania przyczyn wysokiej umieralności w wypadkach drogowych osób w wieku 14—24 lat.

Harrington (1972) na podstawie wyników badań kohortowych wykazał podwyższony wskaźnik wypadków drogowych w młodszych grupach wieku i postulował podniesienie wieku, w którym można uzyskać prawo jazdy w Stanach Zjednoczonych (z 16 lat do 18 lat). Przedstawił również przegląd innych prac, w których badano związek między płcią i wiekiem kierującego a częstością i rodzajem wypadków drogowych.

Massie, Campbell i Williams (1995) badali wskaźniki opisujące udział kierujących w wypadkach drogowych według płci i wieku z uwzględnieniem liczby przejechanych przez nich kilometrów. Badania te przeprowadzono wśród amerykań-

skich kierowców w latach 1983 i 1990, a ich kontynuacją jest publikacja Williamsa (2003), przedstawiająca wyniki badań amerykańskich kierowców z 1995 r. Poszukiwaniu czynników, które odpowiadają za zwiększony udział młodych kierowców w wypadkach drogowych, poświęcono m.in. prace: Bates, Davey, Watson, King i Armstrong, 2014; Gregersen i Bjurulf, 1996. W najnowszych badaniach w tej dziedzinie podkreśla się rolę związku między wykonywaniem czynności rozpraszających a wiekiem (Luk i in. 2017; Pope, Bell i Stavrinou, 2017) oraz cechami charakteru, które zmieniają się w zależności od wieku (Brockett i Golden, 2007).

METODA BADAŃ

W celu rozstrzygnięcia dylematu, czy oprócz wieku także generacja wpływa na ryzyko wypadku drogowego, wykorzystano dane dla Polski z lat 2006—2017 pochodzące z dwóch źródeł, a mianowicie z raportów rocznych Komendy Głównej Policji (KGP) o liczbie wypadków drogowych według grup wieku sprawców kierujących pojazdami⁴ oraz ze statystyk BRD Polskiego Obserwatorium Bezpieczeństwa Ruchu Drogowego (POBR) o liczbie wypadków według płci i grup wieku uczestników kierujących pojazdami⁵. Aby wyeliminować wpływ wzrostu liczby kierowców, odniesiono powyższe dane do liczby posiadaczy prawa jazdy w odpowiedniej grupie wieku lub grupie wieku i płci; otrzymano w ten sposób wskaźnik wypadków na 10 tys. kierowców⁶.

Odsetek posiadaczy prawa jazdy w grupach wieku oszacowano na podstawie zintegrowanej bazy danych z badań reprezentacyjnych Diagnoza Społeczna⁷. W badaniach tych posiadanie prawa jazdy było analizowane w latach 2005, 2007, 2009, 2011, 2013 i 2015. Liczba indywidualnych respondentów przebadanych w 2005 r. wynosiła prawie 9 tys., w 2009 r. znacznie zwiększono próbę — do ponad 26 tys., w 2015 r. zaś zbadano ponad 24 tys. respondentów. Odpowiedzi respondentów zostały poddane analizie przekrojowej z wykorzystaniem wag nadanych w Diagnozie Społecznej w celu zachowania reprezentatywności próby. Dla otrzymanych wartości oszacowano trendy liniowe ogółem oraz oddzielnie w grupach wieku i płci. Uzyskano w ten sposób odsetek posiadaczy prawa jazdy w poszczególnych latach okresu 2005—2015 oraz dokonano ekstrapolacji dla lat 2016 i 2017. Poprawność uzyskanych oszacowań zweryfikowano, porównując je z wynikami badań CBOS z 1998 i 2017 r. Ekstrapolacja dla 2017 r. i oszacowanie dla 1998 r. odsetka kierowców w populacji ogółem oraz

⁴ <http://statystyka.policja.pl/st/ruch-drogowy/76562,Wypadki-drogowe-raporty-roczne.html>.

⁵ https://www.obserwatoriumbrd.pl/pl/statystyki_brd/.

⁶ KGP podaje takie wskaźniki w corocznych raportach na temat wypadków drogowych w Polsce, ale w odniesieniu do całej populacji, a nie kierowców.

⁷ www.diagnoza.com.

w podziale na płeć⁸ dały zbieżne wyniki z wynikami CBOS (uzyskano różnice rzędu 1—2 p.proc.).

Dane pochodzące z raportów rocznych KGP z okresu 2006—2017 o liczbie wypadków według grup wieku sprawców kierujących pojazdami⁹ odniesiono do liczby posiadaczy prawa jazdy w odpowiednich grupach wieku. Wyznaczono w ten sposób wskaźniki wypadków w przeliczeniu na 10 tys. kierowców danej grupy wieku. Dane pochodzące z POBR o liczbie wypadków według płci i grup wieku uczestników kierujących pojazdami pozwoliły na wyznaczenie wskaźników wypadków w latach 2006—2017 w relacji do liczby kierowców danej płci i grupy wieku. Na podstawie danych GUS z bazy Demografia¹⁰ dla każdego analizowanego roku kalendarzowego wyznaczono udział mileniśców w poszczególnych grupach wieku i zestawiono go ze wskaźnikami wypadków.

Ze względu na tendencję zmniejszania się nie tylko liczby wypadków ogółem, lecz także wskaźników wypadków w przeliczeniu na 10 tys. posiadaczy prawa jazdy w badanych grupach wieku, w celu wyodrębnienia wpływu generacji analizie poddano zmiany w czasie ryzyka względnego wystąpienia wypadków w różnych grupach wieku względem siebie. Za miarę ryzyka przyjęto wskaźnik wypadków, zatem ryzyko względne (*relative risk* — RR) wyznaczono jako iloraz wskaźników wypadków w grupie młodszych oraz grupie starszych kierowców. Wyznaczenie miary RR w poszczególnych latach pozwoliło na wyodrębnienie wpływu generacji na ryzyko wypadku poprzez eliminację wpływu innych czynników zmieniających się w czasie, tj. malejącej liczby wypadków, rosnącego odsetka posiadaczy prawa jazdy, zmiany struktury kierujących według płci i wieku. Gdyby rozpowszechniona teza o gorszych umiejętnościach kierowców mileniśców była prawdziwa, ryzyko w grupie wieku, w której to pokolenie się pojawia, powinno zwiększać się względem ryzyka w grupach wieku składających się z przedstawicieli wcześniejszych pokoleń.

WYPADKI DROGOWE W POLSCE

Od 1997 r. w Polsce występuje wyraźny trend spadkowy liczby wypadków drogowych oraz zabitych i rannych w wypadkach (wykr. 1), na co wpływają m.in. czynniki zewnętrzne, np. stan dróg, wyposażenie pojazdów i prewencja. Trend ten utrzymuje się mimo rosnącej od początku lat 90. XX w. liczby zarejestrowanych pojazdów¹¹.

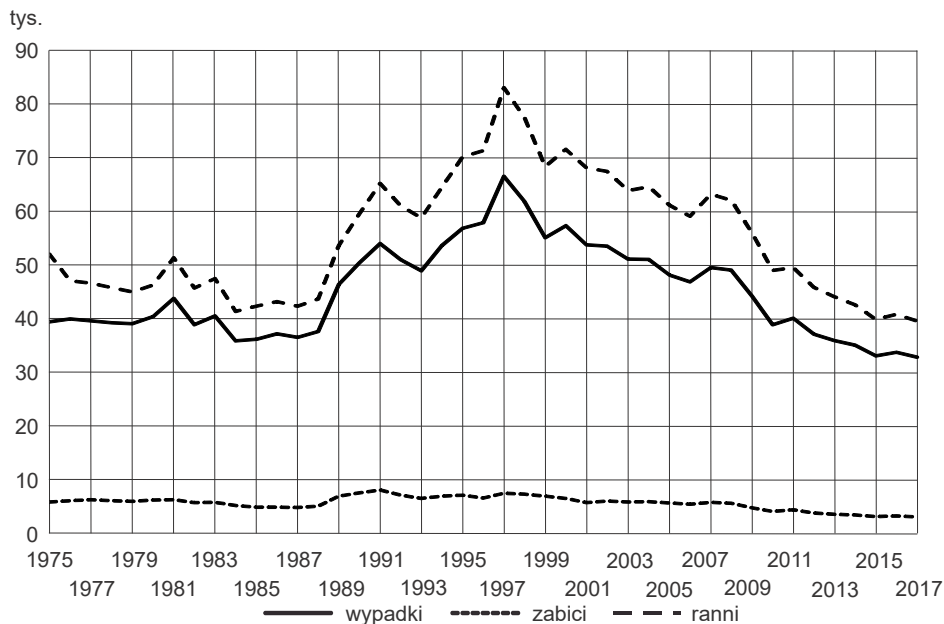
⁸ Liczebność próby w badaniu CBOS była za mała, aby oszacować odsetki kierowców według płci i grupy wieku jednocześnie.

⁹ Raporty KGP nie zawierają danych pogrupowanych jednocześnie według wieku i płci sprawców wypadków.

¹⁰ <http://demografia.stat.gov.pl/bazademografia>.

¹¹ Według danych KGP w latach 2007—2017 liczba zarejestrowanych pojazdów silnikowych wzrosła o 50%.

WYKR. 1. WYPADKI DROGOWE W POLSCE ORAZ ZABICI I RANNI W TYCH WYPADKACH



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KGP.

Jednocześnie rośnie odsetek kierowców. Badania CBOS przeprowadzone na reprezentatywnej próbie ponad tysiąca dorosłych Polaków pokazały, że odsetek ten wynosił 46% w 1998 r. i 65% w 2017 r. (tabl. 1). Jego tempo przyrostu różniło się w zależności od płci i wieku. Zmieniła się struktura płci kierowców: w 1998 r. 68% kierowców stanowili mężczyźni, a w 2017 r. — 58%, przy czym kobiety przeciętnie nieco później zdobywają prawo jazdy niż mężczyźni. Z wiekiem pogłębia się przewaga mężczyzn wśród kierowców (CBOS, 1998, 2017).

TABL. 1. ODSETEK DOROSŁYCH POLAKÓW POSIADAJĄCYCH PRAWO JAZDY

Posiadacze prawa jazdy	1998	2017	Przyrost w p.proc.
Ogółem	46	65	19
Mężczyźni	67	80	13
Kobiety	28	51	23

Źródło: opracowanie własne na podstawie badań CBOS 1998 i 2017 r.

Przeważającą większość sprawców wypadków drogowych stanowią kierowcy pojazdów. Według danych KGP w 2017 r. kierujący pojazdami spowodowali 86,6% wypadków w Polsce. Do kolizji i wypadków drogowych najczęściej dochodzi nie tylko z wyłącznej winy jednego z uczestników ruchu drogowego, który zostaje uznany za sprawcę zdarzenia, ale wskutek przyczynienia się innych jego uczestników. Wielu zdarzeń drogowych udaje się uniknąć mimo nieprawidłowego zachowania jednego z uczestników ruchu drogowego, dlatego że inni uczestnicy są w stanie przewidzieć konsekwencje rozwijającej się sytuacji oraz chcą i potrafią im zapobiec, np. kierujący samochodem, który ma pierwszeństwo, nie wjedzie na skrzyżowanie, widząc, że pojazd nadjeżdżający z drogi podporządkowanej nie zwalnia, a pieszy nie wejdzie na pasy mimo zielonego światła, gdy widzi nadjeżdżający z dużą prędkością samochód. Ważne jest więc analizowanie nie tylko cech sprawców zdarzeń drogowych, ale szerszej kategorii — uczestników zdarzeń drogowych (*accident involved*). W wielu badaniach empirycznych z zakresu bezpieczeństwa ruchu drogowego analizy odnoszą się właśnie do tak zdefiniowanej grupy uczestników (Gregersen i Bjurulf, 1996).

Wypadki według wieku sprawców kierujących pojazdami

Na wyk. 2 przedstawiono wartości wskaźnika wypadków w przeliczeniu na 10 tys. kierowców. Oszacowano je w grupach wieku na podstawie:

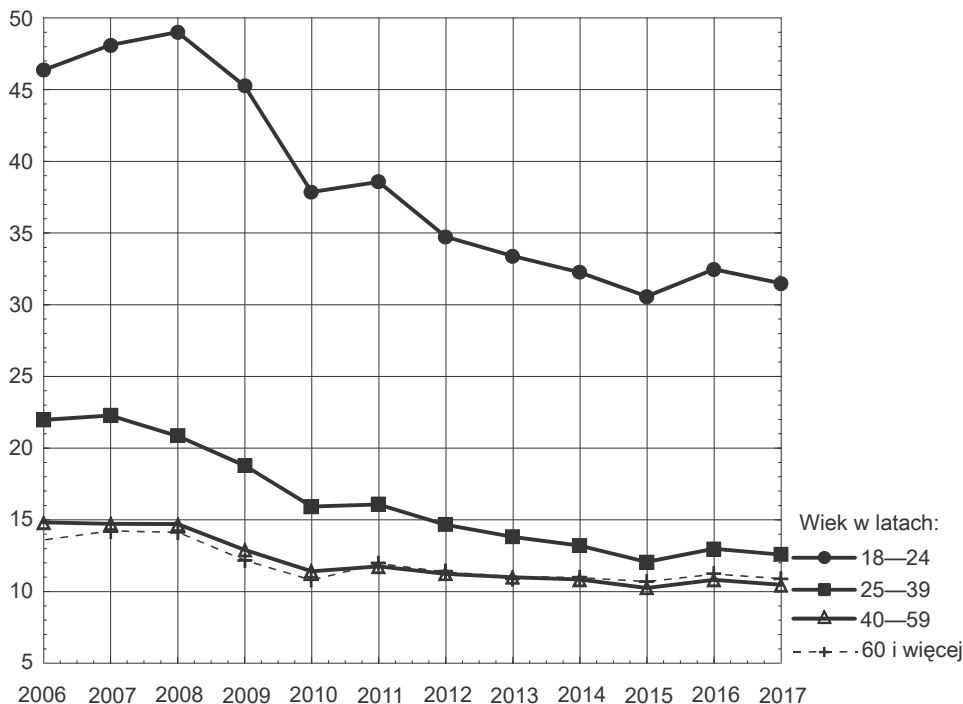
- danych z KGP o liczbie sprawców wypadków kierujących pojazdami według grup wieku,
- baz danych z Diagnozy Społecznej, które posłużyły do oszacowania liczby posiadaczy prawa jazdy w grupach wieku.

W raportach KGP wyróżniono wśród osób dorosłych następujące grupy wieku: 18—24 lata, 25—39 lat, 40—59 lat, 60 lat i więcej.

W badanym okresie wskaźnik wypadków charakteryzował się tendencją spadkową¹² w analizowanych grupach wieku; tendencja ta zatrzymała się w latach 2015—2017. Największy spadek absolutny miał miejsce w najbardziej ryzykanckiej grupie najmłodszych kierowców, ponieważ jednak nastąpił z wysokiego poziomu, jego relatywna wartość nie była największa. Względny spadek był największy wśród kierowców w wieku 25—39 lat (tabl. 2). Wskaźnik dla grup wieku 40—59 lat oraz 60 lat i więcej przyjął zbliżoną wartość w analizowanym okresie.

¹² We wszystkich analizowanych grupach wieku współczynniki kierunkowe trendów liniowych są istotne ($p < 0,001$). Odchylenia od trendu można uznać za losowe, w szczególności wzrost wskaźnika wypadków w najmłodszej grupie wieku w latach 2007 i 2008 można uznać za korektę znacznego spadku wskaźnika z poziomu 63,27 w 2001 r. do 46,36 w 2006 r. (o 26,7%), a niewielki wzrost wskaźnika w 2011 r. — za korektę wcześniejszego sporego spadku z poziomu 49,00 w 2008 r. do 37,87 w 2010 r. (o 22,7%) — por. wyk. 1.

WYKR. 2. WSKAŹNIK WYPADKÓW WEDŁUG WIEKU SPRAWCÓW KIERUJĄCYCH POJAZDAMI NA 10 TYS. POSIADACZY PRAWA JAZDY W DANYM WIEKU



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KGP i Diagnozy Społecznej.

Tendencję spadkową we wszystkich grupach wieku można wyjaśnić oddziaływaniem czynników zewnętrznych na wszystkich kierowców. Tempo spadku różni się jednak w zależności od wieku, co może wynikać z czynników behawioralnych (związanych z zachowaniem) charakteryzujących generacje.

TABL. 2. WSKAŹNIK WYPADKÓW WEDŁUG WIEKU SPRAWCÓW KIERUJĄCYCH POJAZDAMI NA 10 TYS. POSIADACZY PRAWA JAZDY W DANYM WIEKU

Wiek	Wskaźnik wypadków		Zmiana 2006—2017	
	2006	2017	absolutna	względna w %
O g ó ł e m 18 lat i więcej	20,75	13,25	-7,50	-36,2
18—24	46,36	31,49	-14,87	-32,1
25—39	21,97	12,57	-9,40	-42,8
40—59	14,82	10,47	-4,35	-29,3
60 lat i więcej	13,66	10,89	-2,77	-20,3

Źródło: jak przy wyk. 2.

W tabl. 3 przedstawiono odsetek generacji X i generacji Y w badanych grupach wieku. W grupie 18—24 lata od 2005 r. dominują milenialsi, a od 2008 r. tworzą ją w całości. Grupa 25—39 lat początkowo składała się wyłącznie z przedstawicieli generacji X, w 2009 r. pojawili się w niej milenialsi, których udział stopniowo się zwiększał, aż w 2016 r. przekroczył 50%.

TABL. 3. ODSETEK GENERACJI X I GENERACJI Y W BADANYCH GRUPACH WIEKU

L a t a	Grupa wieku w latach					
	18—24 ^a		25—39 ^b		25—34 ^c	
	X	Y	X	Y	X	Y
2006	30	70	100	0	100	0
2007	16	84	100	0	100	0
2008	0	100	100	0	100	0
2009	0	100	93	7	89	11
2010	0	100	86	14	80	20
2011	0	100	79	21	70	30
2012	0	100	73	27	61	39
2013	0	100	67	33	52	48
2014	0	100	61	39	42	58
2015	0	100	55	45	32	68
2016	0	100	49	51	22	78
2017	0	100	43	57	12	88

a—c Przedziały wieku w bazach danych: a — KGP i BRD, b — KGP, c — BRD.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

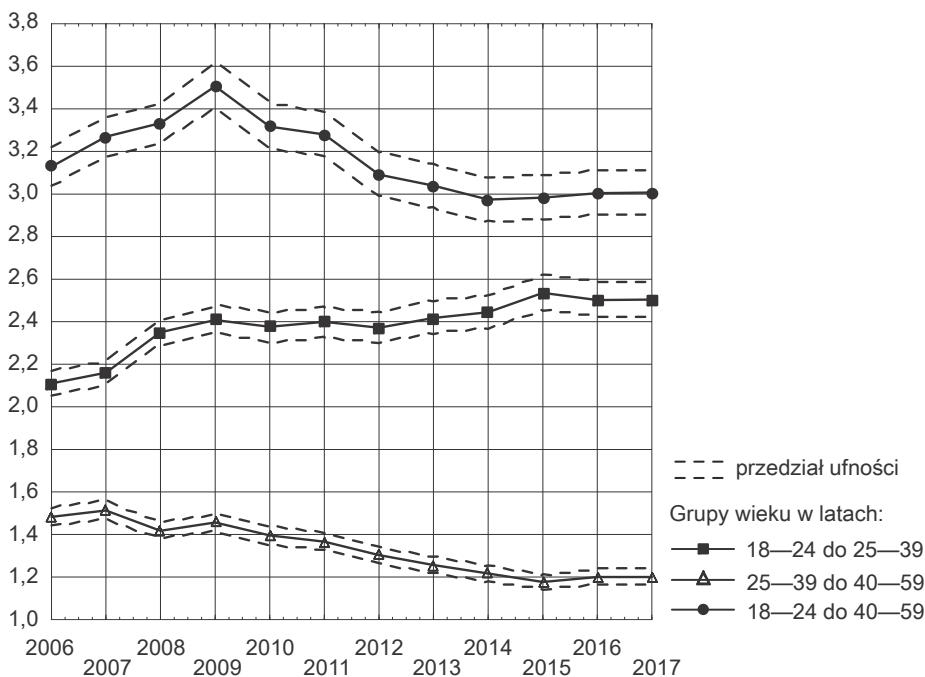
Jak wcześniej wspomniano, w celu wyodrębnienia wpływu generacji na ryzyko spowodowania wypadku wyznaczono ryzyko względne wypadku jako iloraz wskaźnika wypadków w grupie młodszych i starszych kierowców. Z uwagi na to, że w młodszej grupie ryzyko spowodowania wypadku jest większe, wszystkie wartości RR były większe od 1. Z analiz porównawczych wyłączono najstarszych kierowców, ponieważ współczynnik wypadków w grupie wieku 60 lat i więcej był zbliżony do współczynnika w sąsiedniej grupie wieku 40—59 lat (por. wykr. 2). Wartości ryzyka względnego dla par pozostałych trzech grup wieku przedstawiono na wykr. 3.

Wskaźnik wypadków w porównywanych grupach wieku miał tendencję spadkową, ale tempo zmian było niejednakowe, o czym świadczą ilorazy wartości tego wskaźnika¹³ (wykr. 3). Ryzyko względne dla trzech par grup wieku ustabilizowało się w latach 2015—2017 wraz z zatrzymaniem się tendencji spadkowej liczby wypadków w relacji do liczby kierowców. Wskaźnik wypadków w przypadku kierowców w grupie 18—24 lata w analizowanym okresie był ponad dwukrotnie większy niż w przypadku kierowców w wieku 25—39 lat (środkowa linia na wykr. 3). Dodatkowo widoczne są zmiany tej relacji w czasie. Ryzyko względne

¹³ Stała w czasie wartość RR świadczy o jednakowym tempie zmian częstości występowania badanego zjawiska w dwóch porównywanych grupach.

w grupie wieku 18—24 lata w stosunku do grupy wieku 25—39 lat wzrosło od 2,1 w 2006 r. do 2,5 w latach 2015—2017 (z okresem stabilizacji na poziomie ok. 2,4 w latach 2009—2012). W latach 2006—2008 wraz ze wzrostem odsetka pokolenia Y w wieku 18—24 lata ryzyko względne rosło szybciej (por. wyk. 3 i tabl. 3). Po 2009 r. przyrost RR spowolnił wraz z osiągnięciem 100% udziału generacji Y w grupie wieku 18—24 lata oraz pojawieniem się tego pokolenia w grupie wieku 25—39 lat (w mianowniku RR). W latach 2006—2017 ryzyko w obu grupach się zmniejszyło, ale relatywnie kierowcy milenialsi w wieku 18—24 lat wypadali coraz gorzej w stosunku do kierowców w wieku 25—39 lat, wśród których zwiększał się odsetek milenialsów.

**WYKR. 3. WZGLĘDNE RYZYKO SPOWODOWANIA WYPADKU
W RÓŻNYCH GRUPACH WIEKU (wraz z 95-procentowym przedziałem ufności)**



Źródło: jak przy wyk. 2.

Ryzyko względne spowodowania wypadku przez kierowców w wieku 25—39 lat w stosunku do kierowców w wieku 40—59 lat (dolna linia na wyk. 3) miało natomiast tendencję malejącą, od 1,5 w 2006 r. do 1,2 w latach 2015—2017. W grupie 40—59 lat nie było jeszcze reprezentantów pokolenia Y, a udział pokolenia X zwiększał się od 27% w 2006 do 84% w 2017 r. Kierowcy w wieku 25—

—39 lat wypadli lepiej w porównaniu z kierowcami w wieku 40—59 lat. Nastąpiło to w czasie, gdy zwiększał się odsetek mileniśców w wieku 25—39 lat (licznik RR).

Największe ryzyko względne cechowało skrajne badane grupy wieku. Ryzyko względne dla tej pary rosło od 3,1 w 2006 r. do 3,5 w 2009 r. wraz ze wzrostem odsetka pokolenia Y w wieku 18—24 lat. Po 2009 r. RR spadało do poziomu 3,0 w latach 2014—2017, podczas gdy udział mileniśców w grupie 18—24 lata się nie zmieniał (100%). Kierowcy mileniścy poprawili się więc w stosunku do kierowców w wieku 40—59 lat.

Reasumując pierwszą część analizy, należy zauważyć, że hipotezę o wpływie generacji na ryzyko spowodowania wypadku wspiera jedynie rosnący trend ryzyka względnego w latach 2006—2009, obserwowany dla kierowców w wieku 18—24 lat w stosunku do kierowców starszych, podczas gdy wśród najmłodszych kierowców rósł odsetek generacji Y. Po tym okresie ryzyko w grupie kierowców mileniśców w wieku 18—24 lat zmniejszyło się w relacji do kierowców w wieku 40—59 lat. Jednocześnie rosnącemu odsetkowi starszych mileniśców w wieku 25—39 lat towarzyszyło zmniejszenie ryzyka w tej grupie wieku w stosunku do kierowców w pozostałych dwóch grupach wieku. Dane udostępniane przez policję nie umożliwiają analizy sprawców wypadków według płci i wieku jednocześnie, dlatego w dalszej części badania wykorzystano dane BRD o liczbach wypadków według płci i wieku uczestników wypadków kierujących pojazdami.

Wypadki według wieku i płci uczestników kierujących pojazdami

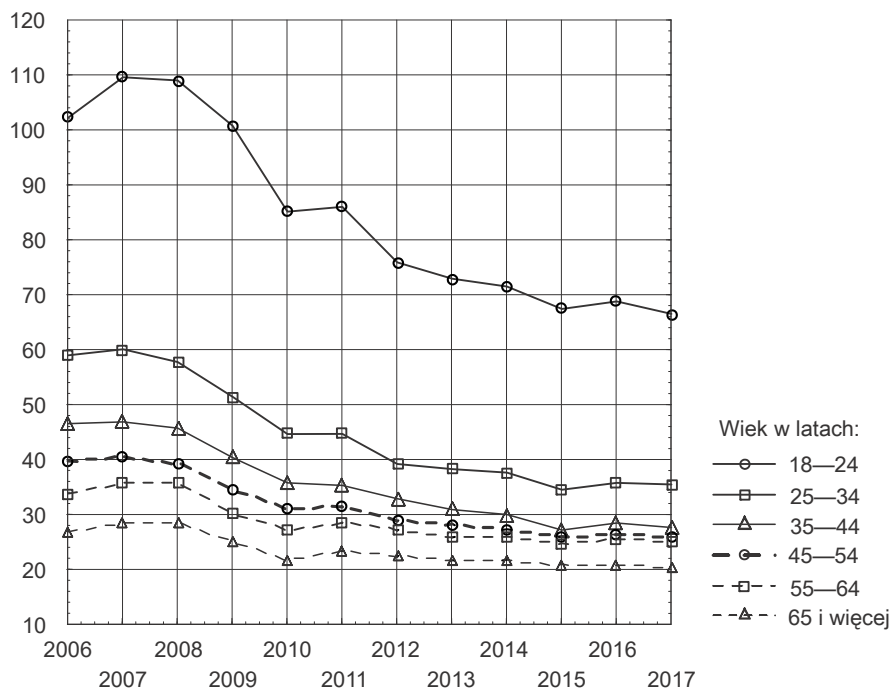
Dane w bazie BRD są zagregowane jednocześnie według wieku i płci uczestników wypadków (nie sprawców wypadków, jak to ma miejsce w przypadku danych z raportów KGP). Umotywowaniem badania kierowców uczestniczących w wypadkach jest teza (uzasadniona we wcześniejszej części artykułu), że brak umiejętności i doświadczenia kierowcy przyczynia się do jego częstszego udziału w wypadkach czy kolizjach nie tylko w roli sprawcy. Dane z bazy BRD umożliwiły analizę w węższych grupach wieku, a mianowicie: 18—24 lata, 25—34 lata, 35—44 lata, 45—54 lata, 55—64 lata, 65 lat i więcej. Uwagę skupiono na pierwszych trzech grupach charakteryzujących się największym ryzykiem. Mileniścy dominują w grupie wieku 18—24 lata od 2005 r., a w grupie 25—34 lata — od 2014 r. (tabl. 3), natomiast w starszych grupach wieku jeszcze się nie pojawili.

W badanym okresie wskaźnik wypadków dla kierowców płci męskiej uczestniczących w wypadkach charakteryzował się tendencją malejącą ze stabilizacją na końcu tego okresu (w latach 2015—2017) we wszystkich analizowanych grupach wieku¹⁴, mimo że grupa 18—24 lata od 2008 r. w całości składała się

¹⁴ W przypadku mężczyzn we wszystkich grupach wieku współczynniki kierunkowe trendów liniowych są istotne ($p < 0,0001$).

z milenialsów, a w następnej grupie ich odsetek wzrastał (wykr. 4). Tendencja ta jest bardzo podobna do obserwowanej w przypadku kierowców będących sprawcami wypadków bez podziału na płeć (por. wykr. 2 i 4), co w dużej mierze wynika z przewagi mężczyzn wśród kierowców w całym okresie. Należy jednak zwrócić uwagę na zakres wartości wskaźnika. W przypadku najmłodszych kierowców płci męskiej uczestniczących w wypadkach wskaźnik wypadków zawierał się w granicach 67—110, natomiast w przypadku kierowców sprawców wypadków w tym samym wieku, ale łącznie dla obu płci kształtował się w zakresie 31—49, czyli na poziomie o połowę niższym.

WYKR. 4. WSKAŹNIK WYPADKÓW WEDŁUG WIEKU KIEROWCÓW PŁCI MĘSKIEJ UCZESTNICZĄCYCH W WYPADKACH NA 10 TYS. POSIADACZY PRAWA JAZDY W DANYM WIEKU I DANEJ PŁCI

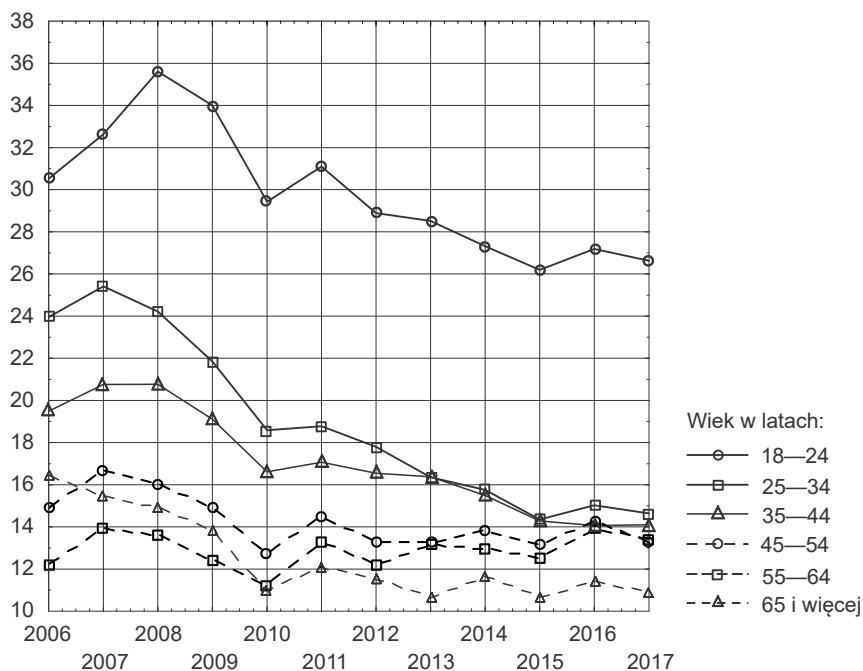


Źródło: obliczenia własne na podstawie danych POBR i Diagnozy Społecznej.

Wskaźnik wypadków w przypadku kierowców płci żeńskiej uczestniczących w wypadkach kształtował się na znacznie niższym poziomie niż wskaźnik dla mężczyzn w analogicznych grupach wieku (por. wykr. 4 i 5). Tak samo jak dla mężczyzn najwyższe wartości wskaźnika występowały w najmłodszej grupie wieku i tak samo malały one w latach 2009—2015, gdy 100% tej grupy stanowiły

kobiety milenialsi (wykr. 5). W kolejnych dwóch grupach wieku spadek zaczął się w 2008 i 2009 r. Większe tempo spadku w grupie 25—34 lata spowodowało, że od 2013 r. wskaźnik wypadków w tej grupie wieku kształtował się na poziomie zbliżonym do wskaźnika w sąsiedniej grupie 35—44 lata¹⁵.

WYKR. 5. WSKAŹNIK WYPADKÓW WEDŁUG WIEKU KIEROWCÓW PŁCI ŻEŃSKIEJ UCZESTNICZĄCYCH W WYPADKACH NA 10 TYS. POSIADACZY PRAWA JAZDY W DANYM WIEKU I DANEJ PŁCI



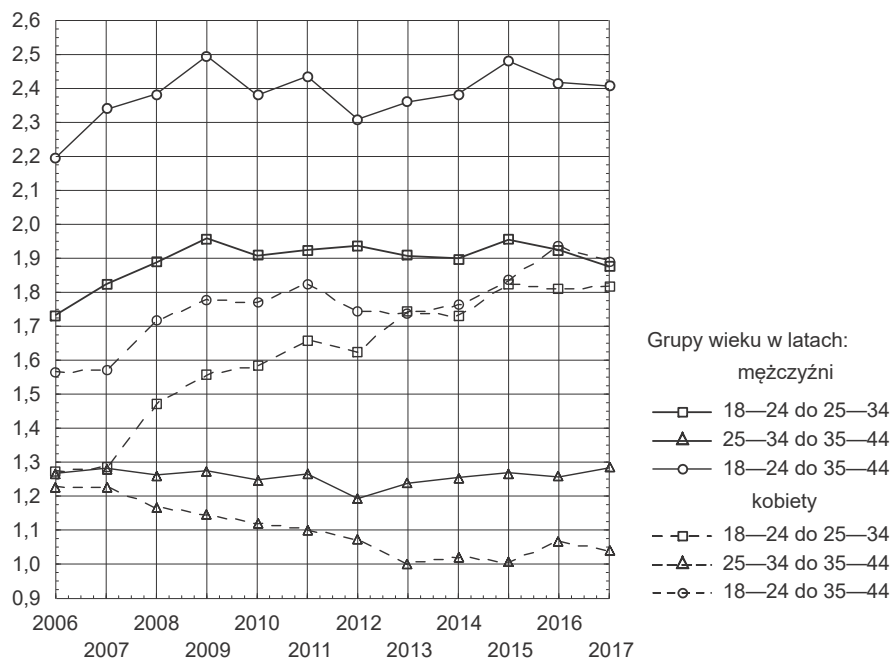
Źródło: jak przy wyk. 4.

Ryzyko względne wypadku dla trzech najmłodszych grup wieku porównywanych parami dla obu płci oddzielnie zostało przedstawione na wyk. 6. Porównując te same pary grup wieku, należy stwierdzić, że ryzyko względne dla mężczyzn (linie ciągłe na wyk. 6) jest większe niż dla kobiet (linie przerywane na wyk. 6). Wyniki te świadczą o występowaniu wśród mężczyzn większego zróżnicowania ryzyka wypadku ze względu na wiek. W ich przypadku ryzyko grupy 18—24 lata względem grupy 25—34 lata oraz względem grupy 35—44 lata

¹⁵ W przypadku kobiet współczynniki kierunkowe trendów liniowych są istotne, z wyjątkiem grupy wieku 55—64 lata; dla grupy wieku 45—54 lata $p = 0,018$; dla pozostałych grup $p < 0,001$.

zwiększało się w latach 2006—2009, co można by łączyć z rosnącym udziałem generacji Y w grupie 18—24 lata. Ustabilizowaniu się w latach 2010—2017 ryzyka grupy 18—24 lata względem grupy 25—34 lata towarzyszyło nasycenie najmłodszej grupy przez milenialsów (100% milenialsów w wieku 18—24 lat) oraz pojawienie się tej generacji w drugiej z analizowanych grup wieku. Stabilizacja świadczy o braku wpływu rosnącego odsetka starszych milenialsów w wieku 25—34 lat na ryzyko względne, a tym samym przeczy hipotezie o wpływie pokolenia na ryzyko wypadku. Potwierdza to także stabilizacja ryzyka względnego grupy 25—34 lata względem grupy 35—44 lata, wraz ze wzrostem odsetka milenialsów w pierwszej z tych grup.

WYKR. 6. WZGLĘDNE RYZYKO WYPADKU, W KTÓRYM UCZESTNICZYLI KIEROWCY W DANYM WIEKU I DANEJ PŁCI



Źródło: jak przy wyk. 4.

Zmiany ryzyka względnego dla wszystkich analizowanych par grup wieku kierowców płci żeńskiej uczestniczących w wypadkach są znacznie większe niż zmiany analogicznego wskaźnika dla mężczyzn w tym samym okresie. Ryzyko grupy 18—24 lata względem grupy 25—34 lata w przypadku kobiet znacząco

wzrosło — od poziomu 1,3 w 2006 r. do 1,8 w 2017 r. W rezultacie ryzyko względne dla tych grup wieku w 2017 r. było porównywalne dla kobiet i mężczyzn. Wzrost ten następował także wtedy, gdy wśród najmłodszych kobiet nie dochodziło do zmian generacji i 100% grupy stanowili milenialsi. Jednocześnie zmiana pokoleniowa następowała w grupie 25—34 lata, w której rósł odsetek mileniśców (grupa wieku w mianowniku RR). Zmiany generacji nie uzasadniają więc hipotezy, że kobiety z pokolenia Y są gorszymi kierowcami niż kobiety z pokolenia X. Natomiast ryzyko względne dla grup wieku 18—24 lata i 35—44 lata wzrosło na początku badanego okresu, co można by wyjaśnić wzrostem odsetka mileniśców w najmłodszej grupie wieku. Po 2008 r., kiedy pierwsza z grup w całości składała się z pokolenia Y, a druga z pokolenia X, ryzyko względne się ustabilizowało, a następnie pod koniec badanego okresu wzrosło, gdy nie dochodziło do zmian w generacjach. Z kolei spadek ryzyka względnego dla kobiet w grupach wieku 25—34 i 35—44 lata, który nastąpił w latach 2006—2013, a następnie zrównanie się ryzyka wypadku w tych grupach (RR oscylujące wokół 1), podczas gdy w pierwszej z grup coraz większy udział stanowili mileniści, a druga składała się w całości z pokolenia X, przeczy hipotezie, że mileniści w wieku 25—34 lat mieliby być gorszymi kierowcami.

Interesującą prawidłowość można zauważyć porównując zmiany ryzyka względnego ze zmianami udziału osób posiadających prawo jazdy w poszczególnych grupach wieku w podziale na płeć kierujących (tabl. 4). W badanym okresie wzrósł odsetek osób posiadających prawo jazdy we wszystkich grupach wieku i zmieniła się struktura kierujących ze względu na płeć. Odsetek pełnoletnich mężczyzn posiadających prawo jazdy wzrósł o 6,8 p.proc. ogółem, najwięcej w najstarszej, a w następnej kolejności w najmłodszej grupie wieku (odpowiednio o 16 i 12 p.proc.). W tym samym czasie wystąpiły małe zmiany ryzyka względnego dla mężczyzn w różnych grupach wieku. Odsetek pełnoletnich kobiet posiadających prawo jazdy wzrósł natomiast o 13 p.proc. ogółem, a w rozważanych najmłodszych trzech grupach wieku aż o 20—23 p.proc. Większym zmianom odsetka kierowców wśród kobiet towarzyszyły większe zmiany ryzyka względnego wypadku dla różnych grup wieku kierowców. Różnice w przyroście odsetka posiadaczy prawa jazdy wśród kobiet i mężczyzn we wszystkich grupach wieku mogą być jedną z przyczyn obserwowanych różnic pomiędzy kobietami a mężczyznami w dynamice ryzyka względnego wypadku.

**TABL. 4. ODSETEK DOROSŁYCH POLAKÓW POSIADAJĄCYCH PRAWO JAZDY
W DANEJ GRUPIE WIEKU I PŁCI**

Wiek	Mężczyźni			Kobiety		
	2006	2017	przyrost w p.proc.	2006	2017	przyrost w p.proc.
Ogółem	72,6	79,4	6,8	36,3	49,3	13,0
18—24 lat	51,1	63,1	12,0	32,8	52,6	19,7
25—34 lat	80,6	81,6	1,1	55,1	78,2	23,1

TABL. 4. ODSETEK DOROSŁYCH POLAKÓW POSIADAJĄCYCH PRAWO JAZDY W DANEJ GRUPIE WIEKU I PŁCI (dok.)

Wiek	Mężczyźni			Kobiety		
	2006	2017	przyrost w p.proc.	2006	2017	przyrost w p.proc.
35—44 lat	82,4	86,8	4,3	52,9	74,4	21,6
45—54	81,1	84,3	3,2	38,6	56,2	17,5
55—64	76,5	79,4	2,8	27,7	33,6	5,9
65 lat i więcej	57,9	74,0	16,1	9,3	17,7	8,5

U w a g a. Niewielkie różnice w odsetku ogółem dla kobiet i mężczyzn w 2017 r. w stosunku do tabl. 1 wynikają z wykorzystania innych źródeł danych.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie Diagnozy Społecznej.

PODSUMOWANIE

W Polsce od 1997 r. występuje wyraźny trend spadkowy liczby wypadków przy jednoczesnym wzroście liczby zarejestrowanych pojazdów i liczby kierowców. Wskaźniki wypadków w latach 2006—2017 charakteryzowały się tendencją malejącą we wszystkich grupach wieku ogółem oraz mężczyzn i w prawie wszystkich grupach wieku kobiet (oprócz grupy 55—64 lata). Zaobserwowane prawidłowości występują zarówno w przypadku kierowców będących sprawcami wypadków, jak i wszystkich kierowców uczestniczący w wypadkach. Potwierdziła się znana prawidłowość, że wskaźniki wypadków dla młodszych kierowców są wyższe.

Ani w przypadku mężczyzn, ani w przypadku kobiet nie wykazano wpływu zmiany pokoleń na poziom ryzyka względnego. Jednocześnie zauważono znaczne różnice między kobietami a mężczyznami w dynamice ryzyka względnego młodszych kierowców w stosunku do starszych. W odniesieniu do mężczyzn ryzyko względne po 2008 r. ustabilizowało się, co oznacza, że przy malejącym trendzie wskaźnika wypadków zmiany generacji nie miały wpływu na ryzyko względne. Natomiast wśród kierowców płci żeńskiej ryzyko wypadku w najmłodszej grupie wieku wzrosło w stosunku do ryzyka zarówno w grupie 25—34 lata, jak i 35—44 lata, a kierowcy w wieku 25—34 lat poprawili się w stosunku do kierowców w wieku 35—44 lat. Hipoteza, że milenialsi są gorszymi kierowcami, nie potwierdziła się także w odniesieniu do kobiet, gdyż zmiany ryzyka wśród kobiet kierowców po 2009 r. nie były zgodne ze zmianami generacji w grupach wieku. Różnice w kształtowaniu się ryzyka względnego dla kobiet i mężczyzn mogą wynikać ze zróżnicowanego tempa przyrostu odsetka posiadaczy prawa jazdy w różnych grupach wieku kobiet i mężczyzn.

Wykorzystane w badaniu dane nie pozwalają na uwzględnienie liczby kilometrów przejechanych przez kierowców. Nie można więc wyeliminować wpływu posiadaczy prawa jazdy, którzy nie są czynnymi kierowcami. Odsetek takich osób jest zazwyczaj różny w przypadku kobiet i mężczyzn. Jednak wyniki wcześ-

niejszych badań (Massie i in., 1995) pokazują, że ryzyko spowodowania wypadku przez kobiety jest niższe, nawet po uwzględnieniu liczby przejechanych kilometrów. Pozwoliło to przyjąć na potrzeby niniejszych analiz założenie, że wskaźnik liczby wypadków na 10 tys. kierowców jest prawidłową miarą ryzyka, lecz nie może być wykorzystany do porównań pomiędzy kobietami a mężczyznami ze względu na różną częstotliwość korzystania z pojazdu. Ryzyko względne jest prostą i intuicyjną miarą, która umożliwiła weryfikację postawionej hipotezy. Niemniej jednak wielość czynników wpływających na ryzyko wypadku i złożoność cech definiujących poszczególne pokolenia są przesłankami do przeprowadzenia wielowymiarowych analiz, które będą przedmiotem dalszych prac autorek.

Przeprowadzone analizy nie potwierdziły rozpowszechnionej przez amerykańskie media tezy, że pokolenie milenialsów to gorsi kierowcy niż ich poprzednicy. Teoria generacji, mimo że niewątpliwie tłumaczy wiele zmian społecznych i behawioralnych, nie wyjaśnia zmian w ryzyku powodowania wypadku drogowego. Od początku rozwoju motoryzacji młodzi kierowcy stanowili największe zagrożenie dla bezpieczeństwa ruchu drogowego. Ta prawidłowość nie uległa zmianie, chociaż na przestrzeni ostatniego stulecia zmieniły się czynniki wpływające na ryzykowne zachowania młodych kierowców, w tym czynniki rozpraszające. Wyniki analiz przeprowadzonych dla polskich kierowców nie wykluczają istnienia ewentualnej zależności między pokoleniem a ryzykiem w przypadku kierowców amerykańskich, ponieważ istnieje wiele cech, które różnią polskich i amerykańskich milenialsów. Wydaje się więc uzasadnione rozszerzenie powyższych analiz o badania kierowców amerykańskich.

BIBLIOGRAFIA

- AAA Foundation for Traffic Safety. (2017). *2016 Traffic Safety Culture Index*. Washington: AAA Foundation for Traffic Safety. Pobrane z: <https://aaaafoundation.org/2016-traffic-safety-culture-index>.
- Bates, L., Davey, J., Watson, B., King, M., Armstrong, K. (2014). Factors Contributing to Crashes among Young Drivers. *Sultan Qaboos University Medical Journal*, 14(3), 297—305.
- Brockett, P. L., Golden, L. L. (2007). Biological and Psychobehavioral Correlates of Credit Scores and Automobile Insurance Losses: Toward an Explication of Why Credit Scoring Works. *The Journal of Risk and Insurance*, 74(1), 23—63.
- CBOS. (1998). *Polak za kierownicą. Komunikat z badań*, BS/111/111/98. Warszawa: Centrum Badań Opinii Społecznej.
- CBOS. (2017). *Styl jazdy polskich kierowców. Komunikat z badań*, 86. Warszawa: Centrum Badań Opinii Społecznej.
- DeBord, M. (2017). Millennials are America's worst drivers. *BusinessInsider.com*. Pobrane z: <https://businessinsider.com.pl/international/millennials-are-americas-worst-drivers/6jtpv7p>.
- Fatyga, B. (2005). *Dzicy z naszej ulicy. Antropologia kultury młodzieżowej*. Warszawa: Ośrodek Badań Młodzieży, Instytut Stosowanych Nauk Społecznych, Uniwersytet Warszawski.

- Gregersen, N., Bjurulf, P. (1996). Young novice drivers: towards a model of their accident involvement. *Accident Analysis & Prevention*, 28(2), 229—241.
- Halsey III, A. (2017). Study: Millennials eclipse teens as the worst drivers on the road. *The Washington Post*, 15 February. Pobrane z: https://www.washingtonpost.com/gdpr-consent/?destination=%2flocal%2fttrafficandcommuting%2fstudy-millennials-eclipse-teens-as-the-worst-drivers-on-the-road%2f2017%2f02%2f14%2f2bda9086-f2e4-11e6-8d72-263470bf0401_story.html%3f&utm_term=.2b56478b517d.
- Harrington, D. (1972). The young driver follow-up study: An evaluation of the role of human factors in the first four years of driving. *Accident Analysis & Prevention*, 4(3), 191—240.
- Hildebrandt-Wypych, B. (2009). Pokolenia młodzieży — próba konceptualizacji. *Przegląd Pedagogiczny*, (2), 105—124.
- Jackowska, B., Wycinka, E. (2014). Płeć i wiek jako czynniki ryzyka w ubezpieczeniu OC komunikacyjnym. W: M. Kaczała, J. Lisowski, M. Osak (red.), *Aktualne problemy wybranych ubezpieczeń majątkowych* (s. 53—64). Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Jansen, B. (2017). Millennial drivers are highway hazards, survey shows. Pobrane z: <https://eu.usatoday.com/story/news/2017/02/15/millennial-drivers-highway-hazards-survey-shows/97888336/>.
- Johnson, T. (2017). Young Millennials Top List of Worst Behaved Drivers. Pobrane z: <https://newsroom.aaa.com/2017/02/young-millennials-top-list-worst-behaved-drivers/>.
- Kisiel, P. (2016). Millenialsi — nowy uczestnik życia społecznego? *Studia Socialia Cracoviensia*, 8(1), 83—94. DOI: 10.15633/ssc.1876.
- Luk, J. W., Trim, R. S., Karyadi, K. A., Curry, I., Hopfer, C. J., Hewitt, J. K., Stallings, M. C., Brown, S. A., Wall, T. L. (2017). Unique and interactive effects of impulsivity facets on reckless driving and driving under the influence in a high-risk young adult sample. *Personality and Individual Differences*, 114(1), 42—47. DOI: 10.1016/j.paid.2017.03.048.
- Mannheim, K. (1952). *Essays on the sociology of knowledge*. London: Routledge and Kegan Paul.
- Markush, R. E., Clark, J., Leibel, R., Adams, C., Ryterband, B. (1968). Motor Vehicle Accidents in the United States (1906—1964) Mortality Related to Age Group. *JAMA The Journal of the American Medical Association*, 203(2), 88—94. DOI: 10.1001/jama.1968.03140020016004.
- Massie, D., Campbell, K., Williams, A. (1995). Traffic Accident involvement rates by driver age and gender. *Accident Analysis & Prevention*, 27(1), 73—87.
- Mirkowska, Z. (2017). Czy teoria pokoleń wyjaśnia naszą przyszłość? *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (475), 195—206. DOI:10.15611/pn.2017.475.17.
- Mohn, T. (2017). Young Millennials Are Worst Behaved Drivers, New Research Reveals. Pobrane z: <https://www.forbes.com/sites/tanyamohn/2017/02/18/young-millennials-are-worst-behaved-drivers-new-research-reveals/#af10073fe36f>.
- Pendergast, D. (2009). Generational Theory and Home Economics: Future Proofing and Profession. *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 37(4), 504—522.
- Pope, C., Bell, T., Stavrinou, D. (2017). Mechanisms behind distracted driving behavior: The role of age and executive function in the engagement of distracted driving. *Accident Analysis & Prevention*, (98), 123—129. DOI: 10.1016/j.aap.2016.09.030.
- Strauss, W., Howe, N. (1991). *Generations: the History of America's Future, 1584 to 2069*. New York: Morrow.
- Williams, A. (2003). Teenage drivers: patterns of risk. *Journal of Safety Research*, 34(1), 5—15.

Konferencja Spójność i Dobrostan Społeczności Lokalnych a Rozwój Innowacyjny

4 grudnia 2018 r. na Uniwersytecie Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie (UKSW) odbyła się druga międzynarodowa konferencja naukowa Spójność i Dobrostan Społeczności Lokalnych a Rozwój Innowacyjny (Community Cohesion and Well-Being and Innovative Development — SDSL 2018), zorganizowana przez Główny Urząd Statystyczny (GUS). Organizatorami konferencji byli prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa (UKSW, GUS) i dyrektor Departamentu Badań Przestrzennych i Środowiska Dominika Rogalińska. Sekretarzem konferencji z ramienia GUS była Iwona Miziołek. Wydarzenie to stanowiło kontynuację konferencji Jakość Życia i Spójność Przestrzenna. Interakcje Rozwoju i Dobrostanu w Kontekście Lokalnym, zorganizowanej przez GUS i UKSW w 2016 r., a zarazem poszerzało podjętą tam tematykę w dwóch powiązanych ze sobą wymiarach — spójności i innowacyjności, traktowanych jako czynniki dobrostanu (indywidualnego i grupowego/wspólnotowego).

Głównym celem SDSL 2018 było stworzenie forum dla zainicjowanej dwa lata wcześniej wymiany doświadczeń i konfrontacji perspektyw badawczych i praktycznych dla przedstawicieli różnych dyscyplin naukowych i innych podmiotów zainteresowanych zagadnieniami spójności i dobrostanu społeczności lokalnych jako efektów procesów rozwoju lokalnego. Szczególny akcent został położony na zagadnienia dotyczące wielopłaszczyznowego ujęcia problematyki spójności społecznej, ekonomicznej i terytorialnej oraz wielowymiarowego dobrostanu z perspektywy ewaluacyjnej, eudajmonicznej i empirycznej, jak też relacji zachodzących pomiędzy spójnością i dobrostanem oraz ich determinantami.

Konferencję otworzyły wystąpienia prezesa GUS dr. Dominika Rozkruta, który nawiązując do poprzedniej konferencji, wyraził nadzieję, że spotkania naukowe staną się tradycją, oraz prodziekana Wydziału Nauk Historycznych i Społecznych UKSW dr. Marcina Zarzeckiego. Następnie wykład na zaproszenie wygłosiła poseł na Sejm RP, przewodnicząca Rządowej Rady Ludnościowej prof. dr hab. Józefina Hrynkiewicz, która zaprezentowała przestrzenne zróżnicowanie jakości życia w Polsce, jego przyczyny i konsekwencje, akcentując m.in. potrzebę analizy przyczyn dużego rozdzwienku pomiędzy przeciętną liczbą lat życia mężczyzn i kobiet w Polsce. Na zakończenie sesji inauguracyjnej podsekretarz stanu w Ministerstwie Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej dr Elżbieta Bojanowska wygłosiła wykład wprowadzający, w którym przedstawiła najnowsze wyniki dotyczące sytuacji społecznej i ekonomicznej w Polsce. Zwróciła uwagę przede wszystkim na spadek ubóstwa i bezrobocia oraz poprawę ogólnego poziomu i jakości życia w kraju.

Dalsza część konferencji przebiegała w trzech sesjach plenarnych. Pierwszą, której przewodniczył ks. prof. dr hab. Henryk Skorowski (UKSW), poświęcono zagadnieniom spójności i dobrostanu w przestrzeni lokalnej. Profesor Włodzimierz Okrasa w referacie pt. *Community Cohesion and Well-Being in Public Statistics-based Spatial Evaluation Models* analizował współzależność spójności i dobrostanu społeczności lokalnych z wykorzystaniem ewaluacyjnych modeli przestrzennych. Doktor Artur Czech z Wyższej Szkoły Menedżerskiej w Warszawie (WSM) zaprezentował wyniki badań przeprowadzonych wspólnie z prof. dr hab. Teresą Słaby (WSM), w których wykorzystano regresję logistyczną do wyłonienia determinant jakości życia polskich gospodarstw domowych w poszczególnych województwach na terenach miejskich z wyłączeniem miast postrzeganych jako stolice województw. Referaty wygłosili także dr Second Bwanakare z Wyższej Szkoły Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie (*Exogenous Shock Impact on the Polish Households Well-Being by Size and Region: a Social Accounting Matrix*) i Grzegorz Grygiel z Urzędu Statystycznego w Poznaniu, który przedstawił determinanty różnicujące poziom ubóstwa w skali lokalnej.

W drugiej sesji — *Dobrostan i innowacje w społecznościach lokalnych* — moderatorem był Bogdan Wierziński, prof. Uniwersytetu Rzeszowskiego (UR). Profesor Zhigang Fu z Guangdong Polytechnic Normal University poruszył problem gospodarki turystycznej w Chinach i jej wpływu na rozwój gospodarczy kraju. Profesor Bożena Sowa (UR) w referacie *Realizacja funkcji polityki społecznej państwa i jej wpływ na podejmowanie zatrudnienia — wybrane aspekty*, przygotowanym z dr. Bogusławem Ślusarczykiem (WSPiA Rzeszowska Szkoła Wyższa), dokonała analizy czynników kształtujących współczesny rynek pracy z uwzględnieniem wsparcia finansowego rodzin z budżetu państwa i jego oddziaływania na podejmowanie zatrudnienia przez członków rodzin. Badaczka poświęciła szczególną uwagę kwestiom pomocy społecznej i programowi „Rodzina 500+” oraz ich wpływowi na podejmowanie decyzji o zatrudnieniu. Z kolei prof. Natalia Lutchny z Lwowskiego Uniwersytetu Narodowego im. Iwana Franki w wystąpieniu *Ocena subiektywna jakości życia na Ukrainie: aspekt regionalny* zaprezentowała wyniki najnowszych badań dotyczących jakości życia na Ukrainie i przedstawiła czynniki różnicujące poziom życia w aspekcie regionalnym. Na zakończenie sesji referat *Statystyczne zależności pomiędzy religijnością, innowacyjnością i spójnością społeczną oraz ich socjologiczna interpretacja na podstawie danych ISKK* wygłosił ks. dr Wojciech Sadłoń, reprezentujący Instytut Statystyki Kościoła Katolickiego. Prelegent podjął próbę wykazania zależności pomiędzy religijnością a innowacyjnością z uwzględnieniem czynnika pośredniczącego, tj. spójności społecznej.

W trzeciej sesji, poświęconej badaniom, pomiarowi i modelowaniu dobrostanu lokalnego i indywidualnego, której przewodniczyła Anna Szukielojć-Bieńkuńska (GUS), jako pierwszy wystąpił dr hab. Piotr Zawada, prof. UKSW. W referacie *Dobrostan społeczności lokalnych. Rzeszów Smart City — studium przypadku*

przedstawił — na przykładzie Rzeszowa — kasus inteligentnego miasta, tj. takiego, które wykorzystuje technologie informacyjno-komunikacyjne w celu zwiększenia interaktywności i wydajności infrastruktury miejskiej i jej komponentów składowych, a także do podniesienia świadomości mieszkańców. Ukazał przemiany technologiczne, które dokonały się w Rzeszowie w ostatnim dziesięcioleciu i przyczyniły do podniesienia jakości życia jego mieszkańców. Michał Kober (UKSW) w opracowaniu *Znaczenie organizacji non profit w innowacyjnym rozwoju lokalnym* scharakteryzował trzeci sektor w Polsce z uwzględnieniem danych statystycznych i w kontekście legislacyjnym funkcjonowania organizacji pozarządowych. Z kolei Izabella Mroczkowska-Białasek (Uniwersytet Warszawski) w prezentacji *Spójność społeczna a kapitał ludzki* omówiła zależności pomiędzy spójnością społeczną a kapitałem ludzkim przy założeniu, że efekt działań inwestycyjnych państwa implikuje wzrost poziomu kapitału ludzkiego oraz zwiększenie spójności i dobrostanu społecznego na poziomie ogólnokrajowym, regionalnym i lokalnym.

Patryk Barszcz (Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie,
Główny Urząd Statystyczny)

Wydawnictwa GUS — styczeń 2019 r.



Ze styczniowej oferty wydawniczej warto zwrócić uwagę na publikację ***Statystyka dla polityki spójności 2016—2018***. Służy ona jako przewodnik po 28 pracach badawczych zrealizowanych w ramach najnowszej edycji projektu „Statystyka dla polityki spójności. Wsparcie systemu monitorowania polityki spójności w perspektywie finansowej 2014—2020 oraz programowania i monitorowania polityki spójności po 2020 roku”, finansowanego ze środków europejskich w ramach Programu Operacyjnego Pomoc Techniczna 2014—2020.

Opracowanie jest materiałem uzupełniającym treści przekazywane na seminariach poświęconych popularyzacji wyników projektu wśród głównych użytkowników informacji statystycznych w zakresie monitorowania polityki spójności. Syntetycznie opisano w nim cele zrealizowanych przedsięwzięć, przyjętą metodykę oraz ważniejsze wyniki. Przedstawiono informacje o pracach badawczych pozwalających na monitorowanie efektów interwencji wdrażanych w ramach polityki spójności na poziomie krajowym i regionalnym w obszarach: rynek pracy i wykluczenie społeczne, usługi publiczne oraz transport, rachunki narodowe i regionalne, efektywność energetyczna, B+R, innowacyjność oraz ICT, badania kontryfakcyjne, obszary funkcjonalne oraz dostępność terytorialna.

Warto wspomnieć, że raporty, wyniki prac badawczych oraz prezentacje z seminariów są dostępne na stronie GUS pod adresem stat.gov.pl/statystyka-regionalna/statystyka-dla-polityki-spojnosci. Część raportów zostanie dodatkowo opublikowana w ramach serii statystycznej *Prace studialne*, w której prezentowane są wyniki badań wykraczających poza standardową praktykę prac statystycznych.

Publikacja została wydana po polsku, dostępna jest także na stronie internetowej Urzędu.

W styczniu br. ukazały się ponadto:

- *Aktywność ekonomiczna ludności Polski III kwartał 2018 roku*,
- *Bilansowe wyniki finansowe podmiotów gospodarczych w 2017 roku*,
- „Biuletyn Statystyczny” nr 12/2018,
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — listopad 2018 r.*,
- *Działalność gospodarcza podmiotów z kapitałem zagranicznym w 2017 roku*,
- *Grupy przedsiębiorstw w Polsce w 2017 roku*,
- *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w 2018 r.*,

- *Koniunktura w przemyśle, budownictwie, handlu i usługach 2000—2018 — styczeń 2019,*
- *Poland Quarterly Statistics No. 3/2018,*
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w grudniu 2018 r.,*
- *Produkt krajowy brutto — Rachunki regionalne w latach 2014—2016,*
- *Rocznik Statystyczny Gospodarki Morskiej 2018,*
- *Rocznik Statystyczny Województw 2018,*
- *Środki produkcji w rolnictwie w roku gospodarczym 2017/18,*
- *„Wiadomości Statystyczne” nr 1/2019,*
- *Wyspecjalizowane segmenty rynku finansowego 2017,*
- *Zdrowie i ochrona zdrowia w 2017 r.*

Justyna Gustyn (Główny Urząd Statystyczny)

Do Autorów To the Authors

(for information go to: stat.gov.pl/en/journals/statistical-news)

Szanowni Państwo!

- W „Wiadomościach Statystycznych. The Polish Statistician” 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, popularno-naukowe, 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 „WS” 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 „WS” 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 „WS” tematyki artykułu pod względem zgodności z profilem czasopisma i ocenie formalnej 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 double-blind.

Szczegółowe informacje dotyczące procedury recenzowania, kryteria oceny oraz wzór karty recenzji artykułu znajdują się na stronie internetowej „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” 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.

Redakcja „WS” zastrzega sobie prawo dokonywania w artykułach zmian tytułów, skrótów i przeredagowania tekstu i tablic bez naruszenia zasadniczej myśli autora.

Redakcja „WS” oświadcza, że nie wypłaca autorom honorariów za opracowanie artykułów zamieszczanych na łamach naszego czasopisma oraz nie pobiera opłat za ich publikację.

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

Uprzejmie informujemy, że od 2007 r. „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” 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. The Polish Statistician” przyznano **12 punktów**.

Miesięcznik posiada konto w Polskiej Bibliografii Naukowej. Jest indeksowany w następujących bazach: Pol-index, CEJSH (Central European Journal of Sciences and Humanities), Agro oraz BazEkon.

Zasady etyki publikacyjnej czasopisma „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician”

Redakcja „WS” podejmuje wszelkie starania w celu utrzymania najwyższych standardów etycznych obowiązujących w praktyce wydawniczej oraz wykorzystuje wszystkie możliwe środki mające na celu zapobieżenie nadużyciom i nierzetelności autorskiej. Przyjęte zasady postępowania obowiązujące redakcję, autorów, recenzentów i wydawcę przygotowano na podstawie wytycznych Komitetu ds. Etyki Publikacyjnej (COPE), dostępnych na stronie internetowej www.publicationethics.org.

Publikacja i autorstwo

- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „WS”. Podstawą tej decyzji jest wynik dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach, i zależy całkowicie od oceny wartości artykułu, jego oryginalności i jasności przekazu, a także od ścisłego związku z obszarami tematycznymi.
- Artykuły są publikowane po wyrażeniu przez autorów zgody na przeniesienie autorskich praw majątkowych.
- Na autorach spoczywa obowiązek zapewnienia pełnej oryginalności przedłożonych prac, które nie mogą w żadnej części stanowić plagiatu ani zawierać fałszywych lub nieuczciwych podanych informacji. Wykorzystanie w tekście fragmentów dzieł lub stwierdzeń innych autorów należy opatrzyć właściwym przypisem lub oznaczyć jako cytaty.
- Autorzy są zobowiązani do wzięcia udziału w procesie wzajemnej recenzji (peer review).
- Opublikowane artykuły powinny zawierać listę wykorzystanych materiałów oraz (w przypadkach, których to dotyczy) informację na temat dofinansowania badań.
- Autorzy nie mogą składać do publikacji w „WS” artykułów, które zostały wcześniej opublikowane w tym samym kształcie w innym wydawnictwie. Jeżeli doszło do opublikowania podobnych materiałów lub zaprezentowania ich podczas konferencji lub sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu autor zobowiązany jest podać ten fakt.
- Redakcja „WS” 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.

- Jeżeli autorzy odkryją w swoim rękopisie lub tekście już opublikowanym błędy, nieścisłości lub niewłaściwe dane, powinni o tym niezwłocznie poinformować redakcję w celu dokonania korekty lub wycofania tekstu.

- Autorzy zobowiązani są do podania wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą treści artykułu lub udziału instytucji naukowo-badawczych, a także do wymienienia publikacji, osób lub ustaleń prawnych, które wpłynęły na charakter i wyniki ich prac.

Odpowiedzialność redakcji

- Redakcja nie może pozostawać w jakimkolwiek konflikcie interesów w odniesieniu do przyjmowanych artykułów.
- Redakcja jest odpowiedzialna za obsługę procedury wyboru recenzentów; zapewnia przy tym anonimowość i brak konfliktu interesów.
- Redakcja może przekazywać informacje dotyczące rękopisu wyłącznie autorowi, recenzentom, wydawcy lub innym doradcom redakcyjnym.
- W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu przesłanego materiału redakcja nie może go w żaden sposób wykorzystać bez pisemnej zgody autora. Jeśli autor postanowi odwołać się od decyzji o nieopublikowaniu jego artykułu, ostateczna decyzja w tej sprawie należy do redaktora naczelnego. Redaktor naczelny może, po skonsultowaniu się z redaktorami i recenzentami oceniającymi daną pracę, zmienić początkową decyzję o niepublikowaniu artykułu.

Odpowiedzialność recenzentów

- Recenzenci są zobligowani do zachowania obiektywności i poufności oraz powstrzymania się od osobistej krytyki. Recenzenci zawsze powinni uzasadnić swoją ocenę, przedstawiając stosowną argumentację.
- Recenzenci są zobligowani do zadeklarowania, że nie istnieje konflikt interesów w odniesieniu do badań, autorów ani instytucji finansujących badania.
- W ramach przeglądu rękopisu, w stosownych przypadkach, recenzenci powinni wskazać ważne dla wyników badań opublikowane prace, które w ich ocenie powinny zostać przywołane.
- W przypadku stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami recenzenci są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
- Po ukończeniu recenzji recenzenci powinni zwrócić wszystkie materiały do redakcji. Ich przechowywanie przez recenzentów (w jakiegokolwiek formie) jest niedozwolone.

Zasady dotyczące procesu wydawniczego

- Wersja elektroniczna czasopisma jest jego wersją pierwotną.
- Dostęp do pełnej zawartości czasopisma jest otwarty.
- Datą publikacji numeru „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” 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. The Polish Statistician” są chronione prawem autorskim. Przedruk tekstu może nastąpić wyłącznie za zgodą redakcji. Treści cytowane z „WS” powinny być opatrzone dokładną informacją o źródle ich pochodzenia.**
- Wydawca deklaruje gotowość do opublikowania poprawek, wyjaśnień oraz przepras. Plagiat i świadome preparowanie danych są niedozwolone. Standardy intelektualne i etyczne zawsze mają pierwszeństwo przed potrzebami biznesowymi wydawcy.

Informacje dotyczące wymaganej formy oraz kompletności artykułów przesyłanych do „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician”

- Artykuły należy przysyłać pocztą elektroniczną pod adresem: **m.zygmont@stat.gov.pl**
- 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. Słowa kluczowe powinny być zawarte w streszczeniu.
- Prosimy również o podanie kodów klasyfikacji JEL (Journal of Economic Literature).
- Jeżeli autor ma numer ORCID, to powinien podać go przy zgłaszaniu artykułu.
- **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: **m.zygmont@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. Tekst zapisany alfabetem łacińskim. Prosimy o transliterację nazw własnych, tytułów itp. oryginalnie zapisanych innym alfabetem.
2. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
3. Czcionka:
 - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - o tytuły rozdziałów (podrozdziałów) — Arial, wyśrodkowany, 14 (12) pkt.,
 - o tekst główny — Arial, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Arial, 10 pkt.

4. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
5. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
6. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
7. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
8. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
9. 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*.
10. 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.
11. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
12. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. ***P***, ***N_{ij}***); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. ***w***, ***x_i***); pozostałe zmienne — małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *w*, *x_{ij}*, *Z*).
13. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
14. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
15. W przypadku cytowania fragmentu pracy należy podać numer strony, z której pochodzi.
16. 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 przypadku 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).

17. 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., Nazwisko2, 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. Nazwisko2 (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.
18. W wykazie literatury należy zamieścić wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.
 19. 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. The Polish Statistician”**
**Thematic scope of particular sections
of “Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician”**
(for information go to: stat.gov.pl/en/journals/statistical-news)

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 wynikowych 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 zamieszczane 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.