

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
MAJ 2019
MAY

Numer **5**
Issue (696)



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
MAJ
MAY 2019

Numer **5**
Issue (696)

RADA NAUKOWA / SCIENTIFIC COUNCIL

dr Dominik Rozkrut (przewodniczący/chairman) — Uniwersytet Szczeciński, prof. Anthony Arundel — University of Tasmania in Hobart, dr hab. Bożena Balcerzak-Paradowska, prof. IPiSS — Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, prof. Eric Bartelsman — Vrije Universiteit Amsterdam, 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, prof. dr hab. Józef Oleński — Uczelnia Łazarskiego, prof. dr hab. Tomasz Panek — Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, prof. Juan Manuel Rodríguez Poo — University of Cantabria, assoc. prof. ing. Iveta Stankovičová, PhD — Comenius University in Bratislava, prof. dr hab. Marek Waleśiak — 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

prof. Tudorel Andrei — Bucharest Academy of Economic Studies, mgr Renata Bielak — Główny Urząd Statystyczny, dr Marek Cierpiął-Wolan — Uniwersytet Rzeszowski, dr hab. Grażyna Dehnel, prof. UEP — Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, dr Jacek Kowalewski — Uniwersytet Ekonomiczny 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, dr Stanisław Paradysz, dr hab. Mateusz Piepiń — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, ing. Marek Rojčček, PhD — University of Economics Prague, assoc. prof. Anna Shostya, PhD — Pace University in New York, dr hab. Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, prof. US — Uniwersytet Szczeciński, dr Wioletta Wrzaszcz — Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej — Państwowy Instytut Badawczy, dr inż. Agnieszka Zgierska — Główny Urząd Statystyczny

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

redaktor naczelny / editor-in-chief: Marek Cierpiął-Wolan

zastępca redaktora naczelnego / deputy editor-in-chief: Andrzej Młodak

redaktorzy tematyczni / thematic editors: Jan Kubacki, Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, Agnieszka Zgierska

redaktor merytoryczny / substantive editor: Wioletta Wrzaszcz

redaktorzy językowi / language editors: Ewa Antoniak, Małgorzata Zygmunt

sekretarz/secretary: Małgorzata Zygmunt

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

GUS, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel./phone +48 22 608 32 25, stat.gov.pl

e-mail: redakcja.ws@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 łamanie / 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 / CONTENTS

STATYSTYKA W PRAKTYCE / STATISTICS IN PRACTICE

Małgorzata Kalbarczyk	
Efekt wypierania w opiece długoterminowej	5
Crowding out effect in long-term care	

Tomasz Tokarski, Svitlana Chugaievska, Nataliia Chugaievska	
Determinanty przestrzennego zróżnicowania płac na Ukrainie	17
Determinants of regional diversity of wages in Ukraine	

STUDIA INTERDYSCYPLINARNE. WYZWANIA BADAWCZE INTERDISCIPLINARY STUDIES. RESEARCH CHALLENGES

Marcin Wroński	
Kluczowe problemy metodologiczne w badaniach nad majątkiem gospodarstw domowych	34
Key methodological issues in the research on household wealth	
Fryderyk Mirota	
Zastosowanie metaanalizy w badaniu dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw	48
The use of meta-analysis in research on corporate cash holdings speed of adjustment	

INFORMACJE. RECENZJE. DYSKUSJE / INFORMATION. REVIEWS. DISCUSSIONS

Marta Jankowska, Izabella Gawarecka	
Olimpiada Statystyczna	74
Statistical Olympiad	
Justyna Gustyn	
Wydawnictwa GUS. Kwiecień 2019	77
Publications of Statistics Poland. April 2019	
Do Autorów	79
To the Authors	

Efekt wypierania w opiece długoterminowej

Małgorzata Kalbarczyk^a 

Streszczenie. Celem artykułu jest przedstawienie preferencji Polaków dotyczących opieki długoterminowej oraz zweryfikowanie, czy pomoc nieformalna jest substytucyjna, czy komplementarna wobec pomocy formalnej, czyli czy można mówić o efekcie wypierania pierwszego typu opieki przez drugi. Analizę oparto na danych pochodzących ze specjalnej edycji badania opinii publicznej Eurobarometr przeprowadzonego przez Eurostat w 2007 r. Polacy zdecydowanie woleliby skorzystać z opieki długoterminowej we własnym domu niż w domu opieki. Natomiast swoimi rodzicami chcieliby się opiekować, zabierając ich do siebie. Ci, którzy deklarują, że ich opieka długoterminowa będzie finansowana przez państwo, są starsi, oczekują dłuższego życia, mają więcej trudności w życiu codziennym i są częściej narażeni na czynniki podwyższonego ryzyka w porównaniu z osobami deklarującymi finansowanie opieki prywatnej. Do analizy efektu wypierania wykorzystano model probitowy, w którym zmienną objaśnianą były oczekiwania dotyczące finansowania opieki długoterminowej. Wyniki wskazują, że prawdopodobieństwo długookresowej pomocy prywatnej jest mniejsze, jeśli oczekujemy wsparcia od państwa. Może to świadczyć o wypieraniu opieki nieformalnej przez formalną.

Słowa kluczowe: opieka długoterminowa, efekt wypierania, Polska, Eurobarometr

Crowding out effect in long-term care

Summary. The aim of the article is to present preferences of Poles regarding long-term care for the elderly and to examine whether informal and formal care are substitute or complementary, so can we speak about the crowding out effect. The data used in the study come from a special edition of the survey entitled Eurobarometer conducted by Eurostat in 2007. Poles are much more willing to take advantage of long-term care in their own homes than in nursing homes. However, to help parents, they would like to take them to their own homes. Those who declare that their long-term care will be financed by the state are older, expect a longer life, have more difficulties in their daily living and are more likely to be exposed to risk factors in relation to persons declaring financing of private care. For the analysis a probit model was used in which the explanatory variable was the expectations regarding the financing of long-term care. The results indicate that the probability of financing private care is lower if we expect support from the state. This may prove that informal care substitute for formal care.

Keywords: long-term care, crowding out effect, Poland, Eurobarometer

JEL: J14, D64, H51

^a Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych.

Obserwowane we współczesnych społeczeństwach, zwłaszcza w krajach rozwiniętych, spadek dzietności oraz zwiększanie długości życia prowadzą do starzenia się społeczeństwa (United Nations, 2015). W Polsce udział osób w przedziale 65—79 lat w 2060 r. będzie dwukrotnie większy niż dziś, a udział osób po 80. roku życia wzrośnie trzykrotnie (Komisja Europejska, 2015). Dłuższe życie nie zawsze musi oznaczać dłuższe życie w zdrowiu (Bank Światowy, 2015), więc będzie coraz więcej osób mających różnego rodzaju ograniczenia funkcjonalne i potrzebujących opieki zdrowotnej, a także opieki długoterminowej (Błędowski, 2012; Kalbarczyk i Nicińska, 2007).

Celem artykułu jest przedstawienie preferencji Polaków dotyczących opieki długoterminowej oraz zweryfikowanie, czy pomoc nieformalna jest komplementarna, czy też substytucyjna wobec pomocy formalnej, czyli czy można mówić o efekcie wypierania pierwszego typu opieki przez drugi.

OPIEKA DŁUGOTERMINOWA

Opieka długoterminowa może mieć charakter formalny lub nieformalny. Zgodnie z definicją Banku Światowego (2015) opieka formalna jest organizowana przez państwo lub inne instytucje i sprawowana przez profesjonalistów, którzy otrzymują za nią wynagrodzenie, podczas gdy opieką nieformalną zajmują się zazwyczaj rodzina, sąsiedzi lub znajomi, czyli osoby, które najczęściej nie są profesjonalistami i zazwyczaj nie są opłacane. Czasami jednak do opieki nieformalnej zalicza się także usługi opiekunek zatrudnianych indywidualnie bez pośrednictwa państwa (np. Kałuża-Kopias i Szweda-Lewandowska, 2018) i taka definicja zostanie przyjęta na potrzeby tego artykułu.

Każda z form opieki długoterminowej ma swoje wady i zalety. Opieka nieformalna zazwyczaj jest zapewniana przez dzieci lub małżonków (Attias-Donfut, Ogg i Wolff, 2005; Golinowska, 2010). Z jednej strony brak profesjonalnego przygotowania opiekunów sprawia, że jej jakość może być niższa (Bank Światowy, 2015; Golinowska, 2010), z drugiej strony jednak wsparcie emocjonalne najbliższych jest zazwyczaj trudne do zastąpienia. Pomoc nieformalna często nie jest wynagradzana, ale to nie znaczy, że na poziomie indywidualnym czy na poziomie państwa nie są ponoszone w związku z tym żadne koszty. Opiekunowie osób starszych zazwyczaj ograniczają pracę zawodową i tym samym swoje źródło dochodów (Bolin, Lindgren i Lundborg, 2008; Kotowska, Sztanderska i Wójcicka, 2007). Mimo to opiekę nieformalną uważa się za bardziej efektywną i stanowiącą mniejsze obciążenie dla budżetu państwa niż pomoc zapewnianą instytucjonalnie (np. Burke, 1988; Charles i Sevak, 2005).

Opieka formalna jest kosztowniejsza, często gorzej adresowana (Van Houtven i Norton, 2004), a kontrola jakości usług instytucjonalnych trudniejsza i również kosztowniejsza (Burke, 1988). Van Houtven i Norton (2004) podkreślają, że taka opieka powinna być wykorzystywana w czynnościach wymagających wyższych kwalifikacji.

Pojawia się pytanie, czy przedstawione formy opieki są komplementarne, czy substytucyjne. Jeśli zachodzi substytucja, to w jaki sposób można efektywnie podzielić opiekę długoterminową między opiekunów formalnych i nieformalnych? Kwestią kluczową jest dostępność obu rodzajów pomocy. Jak podkreślają Bakx, Meijer, Schut i Doorslaer (2015), bardzo duży wpływ na podaż opieki nieformalnej ma dostępność osób bliskich. W wyniku spadku dzietności, migracji oraz większego udziału kobiet na rynku pracy spada podaż opieki nieformalnej świadczonej przez rodzinę (Costa-Font, Courbage i Swartz, 2015a; Deindl i Brandt, 2016; Pezzin i Schone, 1999), a zapotrzebowanie na nią rośnie nie tylko w związku ze starzeniem się społeczeństwa, lecz także z powodu wzrostu liczby osób samotnych i bezdzietnych (Kohler, Billari i Ortega, 2002; Rodrigues i Schmidt, 2010; Więckowska, 2010). Skala pomocy nieformalnej zależy także od kultury danego państwa, znaczenia więzów rodzinnych, które obligują młodszych do pomocy starszym (Bakx i in., 2015), a także od indywidualnych cech opiekunów, którzy mniej lub bardziej chętnie udzielają pomocy (Charles i Sevak, 2005). O możliwościach korzystania z opieki formalnej decydują natomiast jej jakość i dostępność. Wiele analiz przeprowadzonych dla różnych krajów wskazuje na częściową substytucyjność opieki formalnej i nieformalnej (Bolin i in., 2008; Bonsang, 2009; Charles i Sevak, 2005; Van Houtven i Norton, 2004). Bakx i współpracownicy (2015) zaznaczają, że skala substytucji może się różnić w poszczególnych krajach. Jednak chociażby Langa, Chernew, Kabeto i Katz (2001) oraz Liu, Manton i Aragon (2000) lub Deindl i Brandt (2016) wskazują na komplementarność tych dwóch rodzajów pomocy w przypadku bezdzietnych osób starszych w Europie. Efekt wypierania w kontekście opieki nad osobami starszymi zakłada substytucyjność opieki formalnej i nieformalnej, a nie ich komplementarność. Badania prowadzone w różnych krajach nie wskazują na jednoznaczną relację tych dwóch rodzajów opieki względem siebie.

W Polsce opieka długoterminowa organizowana przez państwo zapewniana jest przez sektor opieki zdrowotnej (zakłady opiekuńczo-lecznicze, zakłady pielęgnacyjno-opiekuńcze, domy opieki paliatywnej, opieka domowa) oraz sektor socjalny (rodzinne domy pomocy, domy pomocy społecznej, opieka domowa) (Bank Światowy, 2015; Ministerstwo Zdrowia, 2012; Witkowska, 2010). Jak wskazują Rodrigues, Huber i Lamura (2012), odsetek osób objętych długoterminową opieką instytucjonalną w Polsce jest bardzo niski. Opiekę długoterminową sprawują w dużej części opiekunowie nieformalni, zwłaszcza rodzina (Kałuża-Kopias i Szweda-Lewandowska, 2018; Więckowska, 2010). Spowodowane jest to, po pierwsze, głęboko zakorzenionymi w społeczeństwie wartościami rodzinnymi i poczuciem obowiązku opieki nad osobami starszymi przez ich bliskich (Golinowska, 2010; Kotowska i in., 2007). Po drugie, dostęp do usług formalnych opieki długoterminowej i jej infrastruktura oceniane są nisko (Błędowski, 2012), co skłania do korzystania z rozwiązań alternatywnych. Problem opieki długoterminowej w obliczu starzejącego się społeczeństwa, spadku dzietności i wzmózonych migracji stanowi przedmiot powszechnej dyskusji. Jednym

z czynników, który może być brany pod uwagę przy dalszym rozwoju opieki długoterminowej w Polsce, jest efekt wypierania opieki nieformalnej przez opiekę formalną. Na polskim gruncie badania efektu wypierania, według wiedzy autorki, nie były prowadzone, a mogą one przyczynić się do lepszej organizacji pomocy osobom starszym.

DANE I METODA

Dane

W pracy wykorzystano dane ze specjalnej edycji badania opinii publicznej Eurobarometr realizowanego przez Eurostat. Badania Eurobarometru prowadzone są w krajach europejskich dwa razy w roku na reprezentatywnej próbie ok. 1000 osób w każdym kraju. Specjalna edycja badania (nr 283)¹ dotyczyła opieki długoterminowej, trwała od 25 maja do 30 czerwca 2007 r. i objęła 28660 Europejczyków powyżej 15. roku życia z 27 krajów Unii Europejskiej (UE) i dwóch krajów kandydujących (Komisja Europejska, 2007). Dane mają charakter próby przekrojowej i obejmują: zagadnienia stanu zdrowia respondentów oraz ich przyszłej zależności od pomocy innych, oceny jakości i dostępności państwowej opieki długoterminowej, przewidywania dotyczące sposobu sprawowania opieki nad rodzicami i formy opieki, którą respondenci chcieliby być objęci na starość, a także przewidywania dotyczące sposobu finansowania opieki długoterminowej. Z próby wyodrębniono do dalszej analizy podpróbę 1031 Polaków. Warto podkreślić, że dane nie obejmują osób, które w chwili badania przebywały w domach opieki.

Metoda

Preferencje Polaków dotyczące opieki długoterminowej badano przy zastosowaniu analizy częstości. Do zbadania efektu wypierania pomocy prywatnej przez pomoc państwową wybrano pytanie dotyczące przewidywanego finansowania pomocy długoterminowej. Respondenci udzielali odpowiedzi na pytanie: „Jeżeli będzie Pan/Pani wymagał(a) regularnej pomocy długoterminowej odpłatnej, to jak Pan/Pani myśli — kto będzie ją finansował?”. Możliwe odpowiedzi były następujące: 1. Ja sam; 2. Mój partner/mąż/żona; 3. Rodzina (dzieci, rodzice); 4. Inni krewni lub znajomi; 5. Moje prywatne ubezpieczenie; 6. Państwo. Dopuszczano udzielenie kilku odpowiedzi. Precyzyjność analizy byłaby większa, gdyby dane o wielkości pomocy formalnej i nieformalnej były wyrażone w godzinach, niestety Eurobarometr nie uwzględniał takich informacji. W celu weryfikacji hipotezy o wypieraniu prywatnej opieki długoterminowej przez pomoc państwową w pracy wykorzystano analizę probitową (podobnie jak Costa-Font i Courbage (2015b) w badaniu efektu wypierania ubezpieczeń prywatnych przez państwowe w krajach UE-15). Ta me-

¹ https://data.europa.eu/euodp/data/dataset/S657_67_3_EBS283.

toda wielowymiarowa pozwala na analizę efektu wypierania przy jednoczesnym kontrolowaniu wpływu wszystkich pozostałych zmiennych.

Zmienną objaśnianą jest zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1, jeżeli respondent oczekuje, że opieka długoterminowa będzie finansowana z pomocą członków rodziny lub znajomych czy sąsiadów. Wśród zmiennych objaśniających wybranych do analizy znajdowała się przede wszystkim zmienna zero-jedynkowa *pomoc państwowa*, wskazująca oczekiwanie, że opieka będzie finansowana przez państwo. Pozwoliła ona zbadać, czy omawiane dwa sposoby finansowania są bardziej komplementarne, czy substytucyjne. Dodatkowo w modelu uwzględniono zmienną *finansowanie samodzielne*, wskazującą, czy respondent deklaruje, że opiekę długoterminową sfinansuje z własnych środków, czy z ubezpieczenia. Wzięcie pod uwagę indywidualnego finansowania pozwala na wyodrębnienie wpływu wsparcia pieniężnego z zewnątrz. Model uwzględnia więc trzy oczekiwane przez respondentów źródła finansowania opieki długoterminowej:

- pomoc prywatną od rodziny, znajomych, sąsiadów;
- pomoc państwa;
- finansowanie samodzielne.

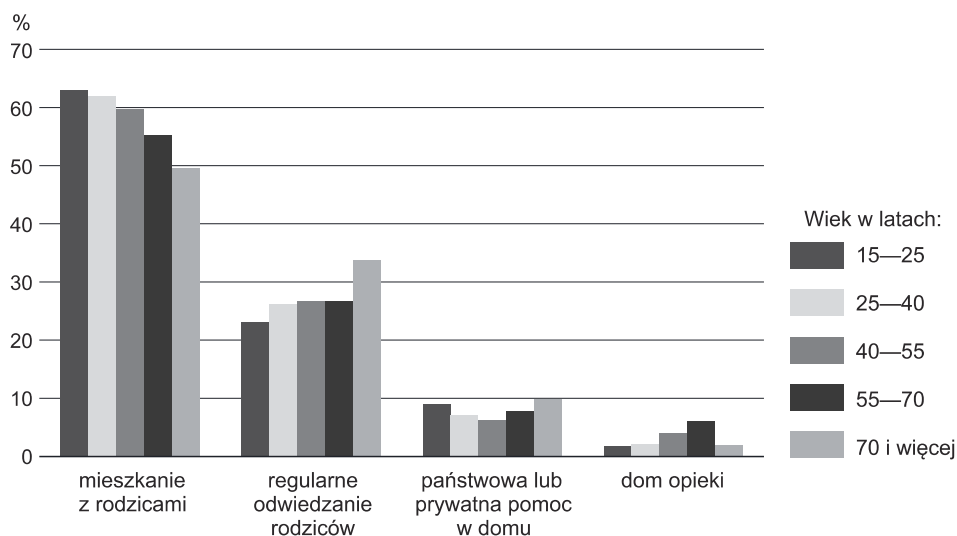
Przedmiotem badania jest to, jaki wpływ na oczekiwanie dotyczące finansowania opieki na starość przez rodzinę lub znajomych ma oczekiwanie finansowania tej opieki przez państwo przy kontrolowaniu w modelu samodzielnego finansowania opieki długoterminowej. Pozostałe zmienne uwzględnione w modelu to zmienne społeczno-demograficzne, takie jak: *średni wiek*, *płeć (kobieta, mężczyzna)*, oznaczająca udział kobiet i mężczyzn, *stan cywilny (osoba samotna, osoba pozostająca w związku)*, oznaczająca udział samotnych i pozostających w związku, *średni wiek ukończenia edukacji* oraz *klasa miejscowości (wieś, małe miasto, duże miasto)*, oznaczająca udział mieszkających na wsi, w małym mieście i w dużym mieście. Oprócz nich uwzględniono także zmienne pokazujące, na ile respondent sam ocenia, że będzie wymagał lub już wymaga opieki długoterminowej. Jako miary przybliżające czas korzystania z opieki długoterminowej wykorzystano *średnią oczekiwaną długość życia*, ocenianą indywidualnie, oraz *liczbę trudności ADL*, czyli liczbę trudności funkcjonalnych życia codziennego. W tym przypadku respondenci oceniali, czy mają trudności z następującymi czynnościami: gotowanie, zakupy, lekkie i ciężkie prace domowe, prace administracyjne, jedzenie, wstawanie i kładzenie się do łóżka, ubieranie, korzystanie z toalety, kąpanie, korzystanie z telefonu, zażywanie leków, chodzenie po domu. Ostatnia zmienna uwzględniona w modelu — *liczba czynników podwyższonego ryzyka* — dotyczy czynników zewnętrznych, które mogą wpływać na zdrowie respondenta (a co za tym idzie — jego zapotrzebowanie na opiekę długoterminową), takich jak: palenie, nadwaga, brak aktywności fizycznej, zła dieta, nadmiar spożywanego alkoholu, głośnie lub zanieczyszczone otoczenie i stres. Zmienna ta pokazuje, czy respondent jest narażony na czynniki podwyższonego ryzyka, a jeśli tak, to na ile z nich.

ANALIZA EFEKTU WYPIERANIA

Respondenci odpowiadali na pytania dotyczące tego, w jaki sposób będą zapewniać opiekę długoterminową swoim rodzicom, a także tego, jaką formę opieki długoterminowej preferują dla siebie. Można zauważyć duże rozbieżności w odpowiedziach. Najczęściej deklarowaną formą opieki nad rodzicami było mieszkanie razem. W drugiej kolejności badani wybierali regularne odwiedzanie rodziców, najrzadziej zaś wyrażali chęć skorzystania z domu opieki (wykr. 1). Deklaracje mieszkańców Polski znacząco odbiegały w tym zakresie od odpowiedzi udzielanych przez respondentów z innych krajów. Według raportu Komisji Europejskiej (2007) średnio w Europie badani najczęściej wskazywali na wspólne mieszkanie, lecz było to tylko 30% odpowiedzi (wśród Polaków prawie 60%), następnie pomoc w domu zapewnianą przez państwo lub organizowaną prywatnie (27%, podczas gdy w Polsce zaledwie 7%), odwiedzanie rodziców (24%) oraz dom opieki (10%, w Polsce — 3%).

W Polsce najwyższy odsetek wśród osób deklarujących chęć opiekowania się rodzicami we własnym domu można zaobserwować w najmłodszej grupie wiekowej (63%), a najniższy — w najstarszej (49%); różnice są istotne statystycznie. Odwrotna zależność wiekowa występuje w przypadku regularnego odwiedzania rodziców. Dom opieki wskazywano najrzadziej.

WYKR. 1. DEKLAROWANA FORMA OPIEKI DŁUGOTERMINOWEJ NAD RODZICAMI W POLSCE WEDŁUG GRUP WIEKOWYCH

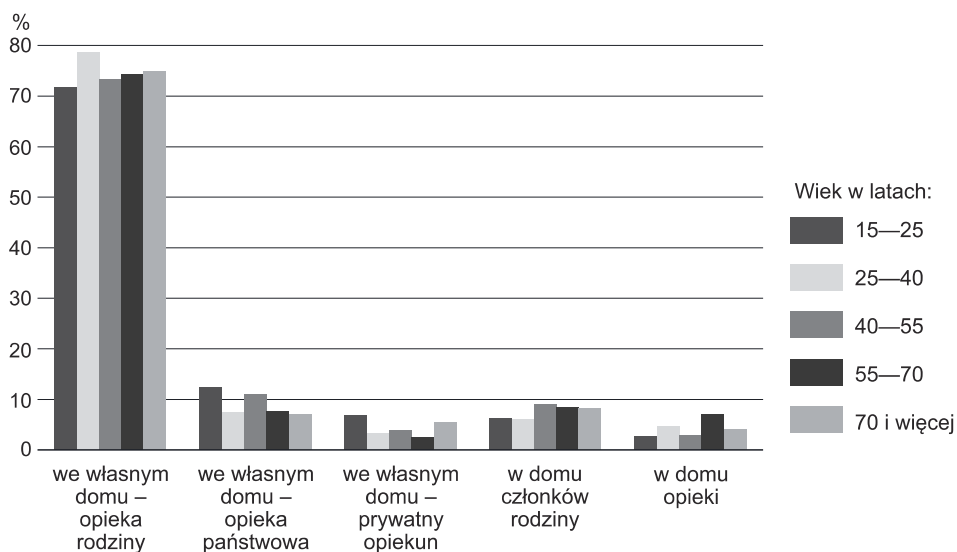


U w a g a. Przedziały są domknięte lewostronnie.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych z Eurobarometru nr 283 z 2007 r.

Odmienne były preferencje respondentów w odniesieniu do opieki długoterminowej, którą sami mieliby zostać objęci w przyszłości (wykr. 2). Powyżej 70% osób deklarowało, niezależnie od wieku, że chce mieszkać we własnym domu i być otoczonym opieką przez członków rodziny. Natomiast zaledwie niecałe 10% chciałoby zamieszkać z rodziną, a takie rozwiązanie wskazywano najczęściej przy opiece nad rodzicami. Prawidłowość ta była determinowana wiekiem. Osoby mające 70 lat i więcej, a więc zbliżające się do wieku, w którym będą wymagały opieki, znacznie rzadziej deklarowały gotowość do zamieszkania ze starszymi rodzicami (49,7% w stosunku do 63,0% deklarowanych przez osoby w wieku 15—25 lat), podczas gdy częściej uważały, że rodzice powinni mieszkać w swoim domu, a dzieci powinny regularnie ich odwiedzać (33,4% w stosunku do 23,0% deklarowanych przez osoby w wieku 15—25 lat).

**WYKR. 2. PREFEROWANA FORMA OPIEKI DŁUGOTERMINOWEJ
W POLSCE WEDŁUG GRUP WIEKOWYCH**



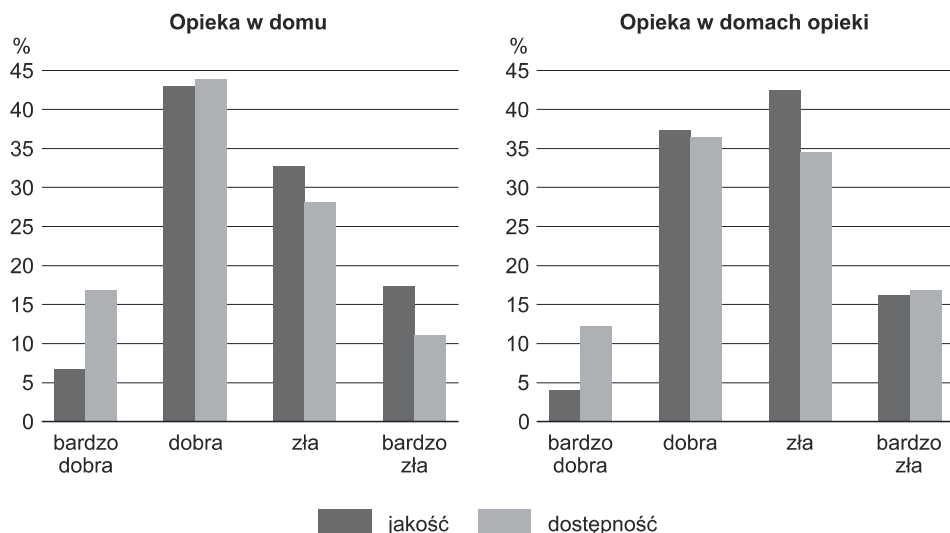
U w a g a. Jak przy wyk. 1.

Ź r ó d ł o: jak przy wyk. 1.

Dom opieki był najrzadziej wskazywaną formą opieki długoterminowej, jakiej badani oczekiwaliby dla siebie i swoich rodziców. Powodem mogła być opinia respondentów na temat opieki w takich placówkach w Polsce. Wykres 3 pokazuje, jak Polacy oceniali jakość i dostępność opieki długoterminowej w domu

i w domach opieki. W obu aspektach domy opieki oceniano gorzej (oceny Polaków w tym zakresie były zdecydowanie niższe niż oceny respondentów w innych krajach Europy prezentowane w raporcie Komisji Europejskiej, 2007).

WYKR. 3. OCENA OPIEKI DŁUGOTERMINOWEJ W POLSCE W DOMU I W DOMACH OPIEKI



Źródło: jak przy wyk. 1.

Respondenci pytani o oczekiwany sposób finansowania opieki długoterminowej mogli wybierać spośród następujących kategorii: finansowanie samodzielne, korzystanie ze wsparcia rodziny/znajomych lub korzystanie ze wsparcia państwa. Najczęściej wskazywano finansowanie samodzielne ze środków własnych (tak zadeklarowało 36,0% respondentów) albo z prywatnego ubezpieczenia (w tym przypadku odsetek był dużo niższy — 6,6%). Następnie badani spodziewali się uzyskać prywatną pomoc finansową przy opiece długoterminowej (w sumie 39,8%, w tym 21,0% deklarowało pomoc partnera, 24,0% pozostałych członków rodziny, a 1,3% oczekiwało wsparcia od znajomych i przyjaciół). Na pomoc państwa w finansowaniu opieki długoterminowej liczyło 28,0% respondentów.

Tablica 1 przedstawia podstawowe charakterystyki próby 1031 mieszkańców Polski w podziale na preferowane przez nich sposoby finansowania opieki długoterminowej, którą mogą zostać objęci.

TABL. 1. CHARAKTERYSTYKA MIESZKAŃCÓW POLSKI

Zmienne	Ogółem	Pomoc finansowana	
		prywatnie	przez państwo
<i>Średni wiek</i>	47,48	46,70	49,66
<i>Średni wiek ukończenia edukacji</i>	19,05	19,07	18,57
<i>Średnia oczekiwana długość życia</i>	77,51	76,86	78,05
<i>Płeć — kobieta</i>	59,84	64,15	55,71
<i>Klasa miejscowości — wieś</i>	37,74	26,78	39,10
<i>Stan cywilny — osoba samotna</i>	37,41	41,71	38,41
<i>Liczba trudności ADL</i>	0,67	0,66	0,76
<i>Liczba czynników podwyższonego ryzyka</i>	1,53	1,46	1,59

Źródło: jak przy wykr. 1.

Ci, którzy deklarowali, że ich opieka długoterminowa będzie finansowana przez państwo, byli starsi, oczekiwali dłuższego życia, mieli więcej trudności w życiu codziennym i byli częściej narażeni na czynniki podwyższonego ryzyka niż ci, którzy spodziewali się pomocy prywatnej. Może to definiować grupę, która w krótszej perspektywie niż osoby oczekujące pomocy prywatnej będzie wymagała lub już wymaga opieki, choć różnice statystycznie istotne można zaobserwować tylko w przypadku wieku. Ponadto częściej byli to respondenci mieszkający na wsi, kończący edukację we wcześniejszym wieku, a rzadziej kobiety oraz osoby samotne; różnice są statystycznie istotne.

Tablica 2 przedstawia wyniki estymacji modelu oczekiwanej pomocy prywatnej w finansowaniu opieki długoterminowej z uwzględnieniem wpływu finansowania tej opieki przez państwo oraz pozostałych zmiennych kontrolnych.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI MODELU PROBITOWEGO OCZEKIWANEJ PRYWATNEJ POMOCY FINANSOWEJ W OPIECE DŁUGOTERMINOWEJ

Zmienne i ich istotność	Współczynnik	Błąd standardowy
<i>Pomoc państwowa*</i>	-0,98	0,13
<i>Finansowanie samodzielne*</i>	-0,73	0,11
<i>Średni wiek</i>	-0,0004	0,003
<i>Średni wiek ukończenia edukacji</i>	0,02	0,02
<i>Średnia oczekiwana długość życia</i>	-0,002	0,01
<i>Płeć — kobieta**</i>	0,21	0,11
<i>Klasa miejscowości: małe miasto</i>	-0,01	0,13
<i>duże miasto</i>	0,07	0,14
<i>Stan cywilny — osoba samotna*</i>	-0,57	0,11
<i>Liczba trudności ADL</i>	0,03	0,03
<i>Liczba czynników podwyższonego ryzyka**</i>	-0,69	0,04
Liczba obserwacji	654	x
Pseudo R-kwadrat	15,46	x

U w a g a. * — poziom istotności 0,01, ** — poziom istotności 0,1. Wartość 1 zmiennej objaśniającej oznacza, że dana osoba oczekuje finansowania opieki długookresowej na starość przez osoby z rodziny lub znajomych czy sąsiadów, a wartość 0, że nie oczekuje takiej pomocy.

Źródło: jak przy wykr. 1.

Najważniejsze dla zbadania substytucji/komplementarności finansowania prywatnego przez rodzinę lub znajomych i finansowania przez państwo było określenie wpływu zmiennej określającej oczekiwanie pomocy państwowej. Zmienna okazała się istotna i jej wpływ jest ujemny. Może to wskazywać, że jeśli oczekujemy wsparcia od państwa, to prawdopodobieństwo, że w finansowaniu opieki pomogą nam osoby prywatne, jest mniejsze przy kontroli innych zmiennych w modelu. Może to świadczyć raczej na rzecz substytucyjności tych dwóch źródeł finansowania niż ich komplementarności. Zmienna dotycząca deklarowanego samodzielnego finansowania także okazała się istotna. Jej ujemny wpływ na prawdopodobieństwo otrzymania finansowania od rodziny lub znajomych może wskazywać, że w pierwszej kolejności osoby deklarowały samodzielne finansowanie opieki długoterminowej, którą mogą zostać objęci. Istotne w modelu zmienne kontrolne to płeć, liczba czynników ryzyka i bycie samotnym. Z obserwacji wynika, że osoby samotne rzadziej oczekują pomocy prywatnej niż osoby w związkach, nie oznacza to jednak, że liczą na pomoc państwa; mogą swoją opiekę długoterminową finansować samodzielnie. Kobiety natomiast częściej oczekują pomocy od rodziny i przyjaciół.

PODSUMOWANIE

W artykule przedstawiono subiektywne preferencje Polaków dotyczące opieki długoterminowej oraz przeprowadzono analizę efektu wypierania opieki nieformalnej przez opiekę formalną przy kontroli innych zmiennych. Badanie pokazuje, że respondenci wolą korzystać z pomocy w domu niż w domu opieki.

Wśród osób jeszcze niewymagających opieki długoterminowej można zauważyć chęć pozostania we własnym domu i tam korzystania z pomocy. Jest to zgodne z obecnymi trendami zarówno w Europie, jak i w Polsce, które zakładają zmniejszenie opieki długoterminowej w domach opieki i zwiększenie finansowania opieki w domu (Ministerstwo Zdrowia, 2012; Rodrigues i Schmidt, 2010; Witkowska, 2010). W większości państw w domowej opiece długoterminowej łączy się zaangażowanie prywatne i zaangażowanie państwa. Podobnie w Polsce, oprócz integracji funkcjonalnej opieki zdrowotnej i społecznej, jednym z celów rozwoju opieki długoterminowej jest koordynacja pomocy udzielanej przez państwo i przez rodzinę (Ministerstwo Zdrowia, 2012). To, czy taka opieka sprawowana będzie przez członków rodziny lub sąsiadów/przyjaciół, czy zostanie zapewniona przez państwo, pozostaje nadal kwestią otwartą, ale analiza efektu wypierania może pomóc w ustalaniu polityki dotyczącej opieki długoterminowej.

Analiza efektu wypierania przeprowadzona na podstawie danych Eurobarometru pokazała, że prawdopodobieństwo finansowania opieki długoterminowej przy wsparciu osób prywatnych jest mniejsze, jeśli oczekujemy wsparcia od państwa. Może to świadczyć o częściowym wypieraniu opieki prywatnej przez

państwową. Warto jednak zauważyć, że ze względu na dostępność danych w Eurobarometrze w analizie brany był pod uwagę jedynie oczekiwany sposób finansowania tej pomocy, nie zaś wielkości otrzymywanej pomocy, na przykład w godzinach. Dostępność takich danych dotyczących zarówno opieki formalnej, jak i nieformalnej jest bardzo ograniczona. Tego typu dane pozyskane z bazy SHARE wykorzystywano przy analizie efektu wypierania w krajach europejskich przez Bonsanga (2009), jednak dla Polski ich nie zbierano. Wykorzystane dane z Eurobarometru o sposobie finansowania uwzględniają prywatnie opłacaną opiekunkę, ale mogą nie uwzględniać kosztów pomocy udzielanej przez bliskich, wynikających z poświęconego czasu lub utraconych możliwości zarobkowych, ze względu na możliwość ich pominięcia przez osoby otoczone opieką. Dodatkowo warto podkreślić, że analizy przeprowadzono z wykorzystaniem informacji o oczekiwaniach respondentów, a nie rzeczywistej sytuacji dotyczącej opieki długoterminowej, co może mieć wpływ na uzyskane wyniki. Dostępność dokładniejszych i bardziej aktualnych danych dotyczących wielkości zarówno opieki formalnej, jak i nieformalnej pozwoliłaby na powtórzenie badania w przyszłości i sprawdzenie, czy preferencje Polaków pozostały niezmienione oraz czy substytucyjność dwóch rodzajów opieki nie ulega zmianie w czasie. W dobie starzenia się populacji wydaje się, że istnieje duża potrzeba zarówno bieżącego pozyskiwania danych, jak i dalszych badań w zakresie opieki długoterminowej w Polsce.

BIBLIOGRAFIA

- Attias-Donfut, C., Ogg, J., Wolff, F. C. (2005). European patterns of intergenerational financial and time transfers. *European Journal of Ageing*, 2(3), 161—173.
- Bakx, P., Meijer, C., Schut, F., Doorslaer, E. (2015). Going formal or informal, who cares? The influence of public long-term care insurance. *Health Economics*, 24(6), 631—643.
- Bank Światowy (2015). *Stan obecny i przyszłość opieki długoterminowej w starzejącej się Polsce*.
- Błędowski, P. (2012). Potrzeby opiekuńcze osób starszych. W: M. Mossakowska, A. Więcek, P. Błędowski (red.), *Aspekty medyczne, psychologiczne, socjologiczne i ekonomiczne starzenia się ludzi w Polsce* (s. 449—466). Poznań: Termedia Wydawnictwo Medyczne.
- Bolin, K., Lindgren, B., Lundborg, P. (2008). Informal and formal care among single-living elderly in Europe. *Health Economy*, 17(3), 393—409.
- Bonsang, E. (2009). Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe? *Journal of Health Economics*, 28(1), 143—154.
- Burke, T. (1988). Long-term care: The public role and private initiatives. *Health Care Financing Review*, Annual Supplement, (1—5).
- Charles, K., Sevak, P. (2005). Can family caregiving substitute for nursing home care? *Journal of Health Economics*, 24(6), 1174—1190.
- Costa-Font, J., Courbage, C., Swartz, K. (2015a). Financing long-term care: ex ante, ex post or both? *Health Economics*, (24), 45—57.

- Costa-Font, J., Courbage, C. (2015b). Crowding out of long-term care insurance: evidence from European expectations data. *Health Economics*, (24), 74—88.
- Deindl, C., Brandt, M. (2016). Support networks of childless older people: informal and formal support in Europe. *Ageing & Society*, 37(8), 1—25.
- Golinowska, S. (2010). *The long term care system for the elderly in Poland*. ENEPRI Research Report No. 83.
- Kalbarczyk, M., Nicińska, A. (2007). Finansowe i niefinansowe transfery w próbie SHARE. *Polityka Społeczna*, (4), 13—23.
- Kałuża-Kopias, D., Szweda-Lewandowska, Z. (2018). Potencjalny popyt na opiekunów osób starszych. Spojrzenie z perspektywy dwóch pokoleń — wspierającego i wspieranego. *Polityka Społeczna*, (3), 28—34.
- Kohler, H.-P., Billari, F., Ortega, H. A. (2002). The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s. *Population and Development Review*, 28(4), 641—680.
- Komisja Europejska. (2007). *Health and long-term care in the European Union*. Special Eurobarometer 283 Report.
- Komisja Europejska. (2015). *The 2015 Aging Report. Economic and Budgetary Projections for the 28 EU Member States (2013—2060)*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Kotowska, I., Sztanderska, U., Wójcicka, I. (2007). *Między domem a pracą. Rekomendacje*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Langa, K. M., Chernew, M. E., Kabeto, M. U., Katz, S. J. (2001). The explosion in paid home care in the 1990s: who received the additional services? *Medical Care*, 39(2), 147—157.
- Liu, K., Manton, K. G., Aragon, C. (2000). Changes in home care use by disabled elderly persons: 1982—1994. *Journal of Gerontology B: Psychological Sciences Social Sciences*, 55(4), 245—253.
- Ministerstwo Zdrowia. (2012). *Stan faktyczny i perspektywy rozwoju opieki długoterminowej w Polsce*. Warszawa: Ministerstwo Zdrowia.
- Pezzin, L., Schone, B. (1999). Intergenerational household formation, female labor supply and informal caregiving: a bargaining approach. *The Journal of Human Resources*, 34(3), 475—503.
- Rodrigues, R., Huber, M., Lamura, G. (red.). (2012). *Facts and Figures on Healthy Ageing and Long-term Care*. Vienna: European Centre for Social Welfare Policy.
- Rodrigues, R., Schmidt, A. (2010). *Paying for long-term care*. European Center for Social Welfare Policy.
- United Nations. (2015). *World Population Ageing 2015*. New York: United Nations.
- Van Houtven, C., Norton, E. (2004). Informal care and health care use of older adults. *Journal of Health Economics*, 23(6), 1159—1180.
- Więckowska, B. (2010). Description of Long-Term Care: Provision and Financing. W: World Bank, *Report Long-Term Care and Ageing. Case Studies — Bulgaria, Croatia, Latvia and Poland* (s. 77—82).
- Witkowska, B. (2010). Opieka długoterminowa w systemie ochrony zdrowia, stan obecny — zadania na przyszłość. W: M. Augustyn (red.), *Opieka długoterminowa w Polsce. Opis, diagnoza, rekomendacje*. Warszawa. Klub Parlamentarny Platformy Obywatelskiej RP.

Determinanty przestrzennego zróżnicowania płac na Ukrainie

Tomasz Tokarski^a , Svitlana Chugaievska^b , Nataliia Chugaievska^c

Streszczenie. Celem opracowania jest określenie przestrzennego zróżnicowania płac oraz wybranych jego determinant w ukraińskich obwodach w latach 2004—2016. Bazując na danych ukraińskiego urzędu statystycznego (Państwowej Służby Statystyki Ukrainy), wykorzystano metody regresji panelowej (MNK i UMM z efektami indywidualnymi oraz losowymi).

Z prowadzonych rozważań wynika, że do światowego kryzysu finansowego i ukraińsko-rosyjskiego konfliktu gazowego (2008 i 2009) gospodarka Ukrainy rozwijała się bardzo szybko. Rosła wydajność pracy i zmniejszało się bezrobocie, co przekładało się na wzrost płac we wszystkich obwodach. Następnie, również na skutek konfliktu politycznego i militarnego po Euromajdanie (2013 i 2014), spadły PKB, wydajność pracy i płace, wzrosło zaś bezrobocie (szczególnie w Donbasie). To z kolei prowadzi do emigracji zarobkowych mieszkańców tego kraju i stopniowego wyludniania się Ukrainy.

Słowa kluczowe: Ukraina, płace, wydajność pracy, bezrobocie, zróżnicowanie przestrzenne

Determinants of regional diversity of wages in Ukraine

Summary. The aim of the study is to determine the spatial differentiation of wages and their selected determinants in the Ukrainian regions within 2004—2016. Based on data of the Ukrainian statistical office (the State Statistics Service of Ukraine), panel regression methods (OLS and GMM with individual and random effects) were used.

It follows from the deliberations that the Ukrainian economy developed very rapidly to the global financial crisis and the Ukrainian-Russian gas conflict (2008 and 2009). Labor productivity increased, unemployment fell, which translated into increased wages in all Ukrainian regions. Then, also due to the political and military conflict after Euro-Maidan (2013 and 2014), GDP, labour productivity and wages decreased, while unemployment increased (especially in the Donbas). This, in turn, leads to the economic emigration of inhabitants and the gradual depopulation of Ukraine.

Keywords: Ukraine, wages, labour productivity, unemployment, spatial analysis

JEL: C01, E01, E23, E24, P48

^a Uniwersytet Jagielloński, Wydział Zarządzania i Komunikacji Społecznej.

^b Państwowy Uniwersytet Rolniczo-Ekologiczny w Żytomierzu, Wydział Rachunkowości i Finansów.

^c Uniwersytet Jagielloński, Wydział Zarządzania i Komunikacji Społecznej — studentka.

W 1991 r. Ukraina odzyskała niepodległość i rozpoczęła reformy systemu politycznego, prawnego i gospodarczego. Rozpad Związku Radzieckiego doprowadził do powstania kilkunastu niezależnych państw, czego skutkiem była destabilizacja zależności między byłymi republikami radzieckimi i przedsiębiorstwami działającymi w tych republikach, zmniejszenie wymiany handlowej oraz wprowadzenie krajowych walut. Procesy te negatywnie odbiły się na gospodarce nie tylko Ukrainy, lecz także innych byłych republik radzieckich. Dodatkowo Ukraina ponosiła wydatki związane z zabezpieczeniem elektrowni atomowej w Czarnobylu po katastrofie w 1986 r.

Lata 90. XX w., na skutek ograniczonego zakresu i niskiej efektywności wdrażanych reform rynkowych związanych z transformacją gospodarki, były na Ukrainie okresem recesji gospodarczej. Sytuację pośrednio pogorszył również rosyjski kryzys finansowy 1998 r. PKB *per capita* (uwzględniając parytet siły nabywczej, w cenach stałych z 2011 r.) spadł z 10,5 tys. dolarów amerykańskich w 1990 r. do 4,8 tys. dolarów w 2000 r. W Polsce PKB *per capita* wzrósł wówczas z 10,3 tys. dolarów do 14,8 tys. dolarów¹ (wykr. 1).

W latach 2001–2007 realny PKB *per capita* Ukrainy wzrósł o 60,7%. Takie korzystne wyniki były skutkiem podjętych reform gospodarczych związanych z doprowadzeniem do wymienialności krajowej waluty (hrywny), ze stabilizacją inflacji, z podniesieniem konkurencyjności produkcji krajowej oraz ze stworzeniem korzystnych warunków dla rozwoju innowacji i przedsiębiorczości (Gricenko, 2015; Pustovoi, 2016).

Światowy kryzys finansowy oraz konflikt gazowy z Rosją spowodowały jednoroczną recesję, po której gospodarka ukraińska, aż do Euromajdanu (2013 i 2014), wróciła na ścieżkę wzrostu gospodarczego. Niestabilność społeczna i polityczna po Euromajdanie ponownie doprowadziły do kryzysu w gospodarce ukraińskiej. Kryzys ten zarówno dotyczył sektora finansowego (spadek wartości depozytów o dwie trzecie w latach 2014–2016), doprowadził do wysokiej inflacji oraz deprecjacji hrywny, jak i wpłynął na sferę realną gospodarki (np. spadek inwestycji o ok. 50% w latach 2014–2016, wzrost bezrobocia itd.) (por. Chugaievska, Chugaievska i Tokarski, 2017).

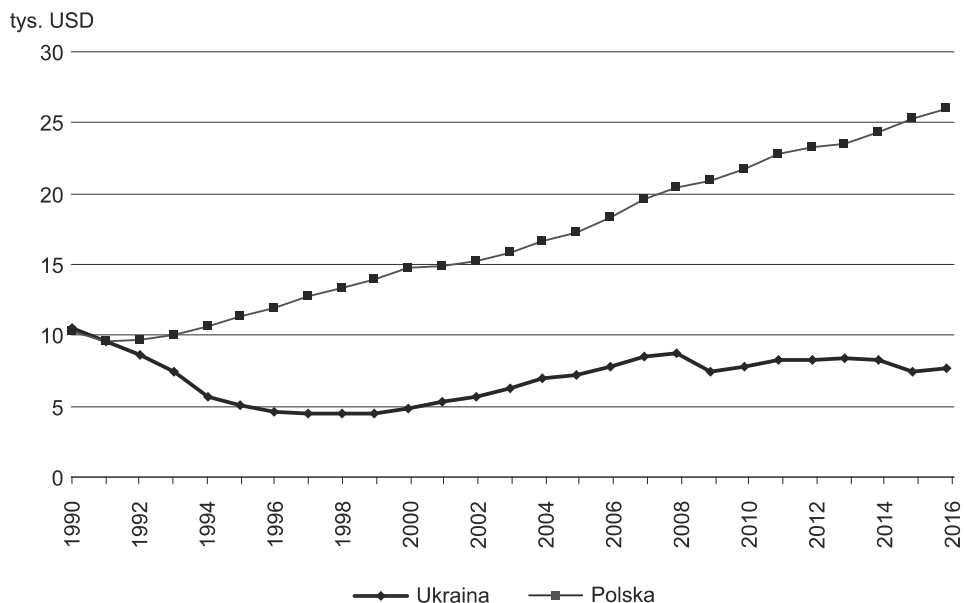
W latach 2004–2016 płace na Ukrainie wzrosły (w ujęciu nominalnym) z 590 do 5183 hrywien, tj. 8,8 razy². Jeśli jednak spojrzymy na płace wyrażone w euro, to w 2004 r. wynosiły one 89,3 euro, w 2008 r. — 234,3 euro, w 2012 r. — 294,6 euro, zaś w 2016 r. — tylko 183,2 euro (obliczenia własne na podstawie danych Państwowej Służby Statystyki Ukrainy, PSSU³). Tak niskie płace spowodowały znaczny odpływ siły roboczej z kraju. Obecnie poziom płac na Ukrainie jest najniższy spośród wszystkich krajów europejskich. Jest on m.in. 4,7 razy mniejszy niż w Polsce, 3,7 razy mniejszy niż w Rosji i 2,2 razy mniejszy niż na Białorusi (wykr. 2).

¹ <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP>.

² W 2004 r. średnioroczny kurs ukraińskiej hrywny w stosunku do euro wynosił 6,604, w stosunku do dolara amerykańskiego — 5,319, zaś złotego polskiego — 1,602. W 2016 r. kursy te wynosiły (odpowiednio) 28,271 hrywny za euro, 25,553 hrywny za dolara oraz 6,483 hrywny za złotego (za <https://net.dn.ua/money/stat.php?valute=21&year=0&mon=0>).

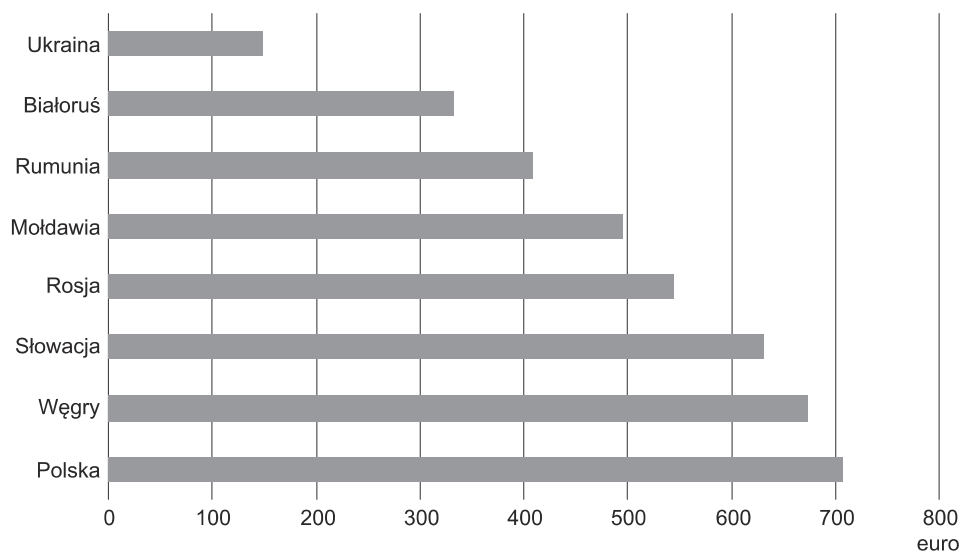
³ <http://www.ukrstat.gov.ua/>.

WYKR. 1. PKB *PER CAPITA* NA UKRAINIE I W POLSCE (PPP i ceny stałe z 2011 r.)



Źródło: opracowanie własne na podstawie: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP>.

WYKR. 2. ŚREDNIE PŁACE MIESIĘCZNE PO OPODATKOWANIU NA UKRAINIE I W KRAJACH SĄSIEDNICH W 2017 R.



Źródło: opracowanie własne na podstawie: www.numbeo.com/cost-of-living/country_price_rankings?displayCurrency=USD&itemId=105®ion=150.

Celem opracowania jest określenie przestrzennego zróżnicowania płac oraz wybranych jego determinant w obwodach Ukrainy w latach 2004—2016.

METODA BADAŃ

Kształtowanie się badanych zmiennych makroekonomicznych rozważano w trzech podokresach: 2004—2008, 2009—2013 oraz 2014—2016. W latach 2004—2008 gospodarka ukraińska rozwijała się bardzo dynamicznie, w latach 2009—2013 na skutek światowego kryzysu finansowego oraz ukraińsko-rosyjskiego konfliktu gazowego w latach 2008—2009 średnioroczna stopa wzrostu PKB na Ukrainie znacząco spadła, a w latach 2014—2016 (po Euro-majdanie) w wyniku konfliktu politycznego i militarnego z Rosją na Półwyspie Krymskim oraz w Donbasie⁴ w gospodarce ukraińskiej pojawiła się głęboka recesja (w 2014 i 2015 r. PKB na Ukrainie spadał ponad 5% rocznie).

Analizując determinanty przestrzennego zróżnicowania płac na Ukrainie, autorzy opierają się na prostym modelu teoretycznym, będącym kompilacją modelu płac efektywnościowych Solowa (1979) z neoklasycznymi modelami wzrostu Solowa (1956), Mankiwa, Romera i Weila (1992) czy Nonnemana i Vanhoudta (1996) (por. Dykas i Misiak, 2013). Z neoklasycznych modeli wzrostu wynika, że jeżeli przedsiębiorcy maksymalizują zysk, to nakłady pracy są opłacane według ich produktu krańcowego. W tych warunkach płace stanowią pewną stałą część wydajności pracy (Tokarski, 2011). Natomiast ze wspomnianego modelu płac efektywnościowych płynie wniosek, że poziom płac jest tym wyższy, im niższa jest stopa bezrobocia (Rogut i Tokarski, 2001).

Funkcją płac realnych spełniającą wspomniane warunki jest np. funkcja określona wzorem:

$$\ln w_{it} = \alpha + \alpha_y \ln y_{it} - \alpha_u u_{it}$$

gdzie:

w_{it} — poziom płac w obwodzie i w roku t ,

y_{it} — wydajność pracy,

u_{it} — stopa bezrobocia,

α — stała niemająca bezpośredniej interpretacji ekonomicznej,

α_y — elastyczność płac względem wydajności pracy,

α_u — względna zmiana płac wynikająca ze zmiany stopy bezrobocia o punkt procentowy.

⁴ Donbas obejmuje obwody doniecki i ługański. Nazwa regionu pochodzi od Donieckiego Zagłębia Węglowego.

Parametry równania (1) szacowano metodą najmniejszych kwadratów (MNK) oraz uogólnioną metodą momentów (UMM) zarówno z efektami indywidualnymi (FE — *fixed effects*) i losowymi (RE — *random effects*; Pindyck i Rubinfeld, 1991), jak i bez tych efektów.

W analizach autorzy wykorzystali regionalne dane statystyczne dostępne na stronie PSSU dotyczące lat 2004—2016.

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE WYDAJNOŚCI PRACY, STOPY BEZROBOCIA I PŁAC

Ukraina podzielona jest administracyjnie na 24 obwody, Republikę Autonomiczną Krymu oraz dwa miasta o statusie specjalnym: Kijów i Sewastopol (mapa 1). Od 2014 r. Autonomiczna Republika Krymu i Sewastopol są okupowane przez Federację Rosyjską. W związku z tym dane PSSU dotyczące Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola odnoszą się do lat 2004—2013 lub 2004—2014.

W omawianym badaniu obwody ukraińskie podzielono na pięć grup:

- Ukrainę Zachodnią (obwody: chmielnicki, czerniowiecki, iwanofrankiowski, lwowski, rówieński, tarnopolski, wołyński i zakarpacki);
- Ukrainę Północną (Kijów oraz obwody: czernihowski, kijowski, sumski i żytomierski);
- Ukrainę Wschodnią (obwody: charkowski, doniecki, ługański i zaporoski);
- Ukrainę Południową (Republika Autonomiczna Krymu, obwody: chersoński, mikołajowski, odeski oraz Sewastopol);
- Ukrainę Centralną (obwody: czerkaski, dniepropetrowski, kirowogradzki, połtawski i winnicki)⁵.

Na wykr. 3 zilustrowano tendencje wydajności pracy w grupach ukraińskich obwodów w latach 2004—2016⁶. We wszystkich grupach obwodów z wyjątkiem Ukrainy Wschodniej można zauważyć podobne tendencje w kształtowaniu się wydajności pracy. W latach 2004—2008 wartość tej zmiennej rosła, a w 2009 r. znacznie się obniżyła. Spadek ów był skutkiem zarówno światowego kryzysu finansowego, jak i konfliktu gazowego z Rosją. W latach 2010—2014 (przed Euromajdanem) PKB na pracującego ponownie zaczął rosnąć. W 2015 r. wielkość tej zmiennej spadła. Wzrost wydajności pracy w 2016 r. wynikał zaś z tego, że gospodarka ukraińska zanotowała w tym roku pierwsze symptomy ożywienia gospodarczego po kryzysie spowodowanym perturbacjami politycznymi po Euromajdanie.

⁵ Szerzej na temat ogólnej charakterystyki ukraińskich obwodów por. np. Chugaievska i Tokarski (2018).

⁶ Wszystkie podane dalej wielkości wyrażone w jednostkach pieniężnych przeliczono na ceny stałe z 2015 r. 100 hrywien było według PPP odpowiednikiem 30,7 zł (por. Chugaievska i Tokarski, 2018).

MAPA 1. PODZIAŁ ADMINISTRACYJNY UKRAINY

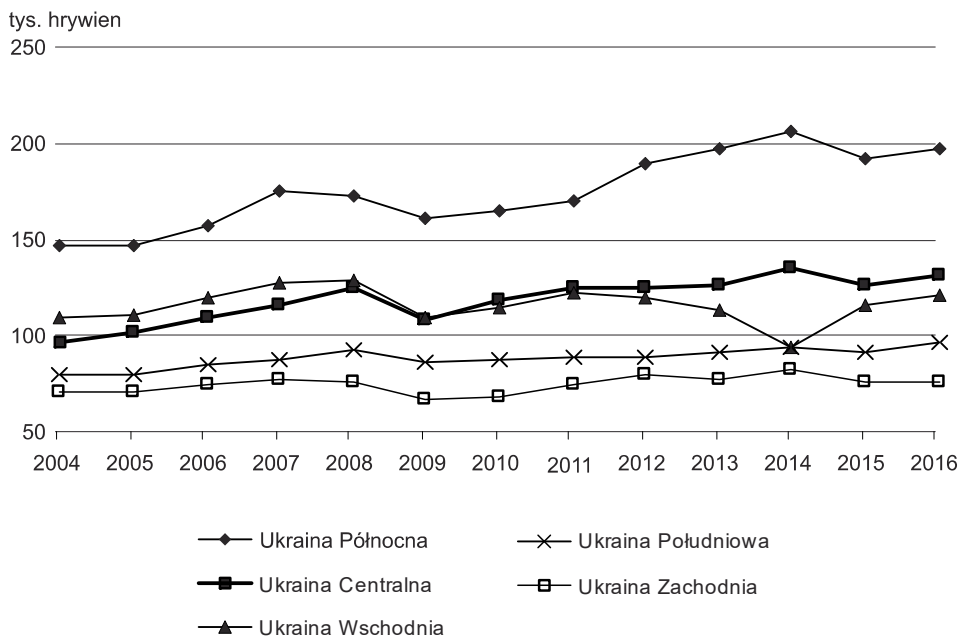


Źródło: opracowano na podstawie: http://www.nec.com.pl/ukraina/informacja_o_obwodach.

Bardzo dużymi wartościami tej zmiennej jak na warunki ukraińskie cechowały się obwody Ukrainy Północnej. Wysoki poziom wydajności pracy w tej grupie regionów wynikał głównie z bardzo wysokiego PKB na pracującego w stołecznym Kijowie (średnio w latach 2004—2016 wartość tej zmiennej wynosiła 312,8 tys. hrywien) oraz w obwodzie kijowskim (125,7 tys. hrywien)⁷. W pozostałych obwodach Ukrainy Północnej wydajność pracy osiągała względnie niski poziom (ok. 70—80 tys. hrywien).

W latach 2004—2011 poziom wydajności pracy w obwodach Ukrainy Wschodniej i Centralnej kształtował się podobnie, przy czym na Ukrainie Centralnej wzrost wartości tej zmiennej był nieco wyższy niż na Ukrainie Wschodniej.

⁷ W 2016 r. Kijów wytwarzał 22,9% ukraińskiego PKB, zaś obwód kijowski — 5,2%. To, że stolica kraju wraz z jej otoczeniem są najlepiej rozwiniętymi częściami kraju, nie stanowi jednak reguły. We Włoszech stołeczny region Lacjum jest znacznie słabiej rozwinięty niż Lombardia lub Trydent-Górna Adyga, w Niemczech zaś Berlin słabiej niż Hamburg czy Monachium (Pastuszka i Tokarski, 2017).

WYKR. 3. WYDAJNOŚĆ PRACY W GRUPACH OBWODÓW (ceny stałe z 2015 r.)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PSSU.

Na Ukrainie Wschodniej wydajność pracy w latach 2012–2014 spadała, szczególnie szybko w 2014 r. Spadek PKB na pracującego w tej części kraju w 2014 r. był w głównej mierze rezultatem walk w Donbasie⁸. Wzrost wydajności pracy w 2015 r. wynikał zaś z tego, że liczba pracujących spadała tam szybciej niż PKB (w obwodach Ukrainy Wschodniej wartość PKB zmniejszyła się w 2015 r. o 18,8%, a liczba pracujących aż o 34,4%). Natomiast wzrost wydajności pracy w 2016 r. był skutkiem zarówno wzrostu PKB (o 3,1%), jak i niewielkiego spadku liczby pracujących (o 0,7%).

Na Ukrainie Południowej wydajność pracy w latach 2004–2008 rosła w średnim tempie 3,5% rocznie. Po 2008 r. nastąpiło znaczne spowolnienie wzrostu PKB na pracującego, średnioroczna stopa wzrostu tej zmiennej spadła bowiem do 0,6%.

Obwody Ukrainy Zachodniej cechowały się najniższą wartością badanej zmiennej (średnio w całym badanym okresie wydajność pracy na Ukrainie Zachodniej stanowiła 42,6% wartości tej zmiennej na Ukrainie Północnej, 62,7% na Ukrainie Centralnej, 64,3% na Ukrainie Wschodniej oraz 84,4% na Ukrainie

⁸ W 2014 r. PKB w obwodzie donieckim spadł o 37,2%, a w ługańskim o 50,8%. Co więcej, w 2015 r. PKB w obwodzie donieckim stanowił 43,5% wartości tej zmiennej z 2013 r., w ługańskim zaś 27,0%. Analogiczne wskaźniki dla liczby pracujących wynosiły odpowiednio 38,4% w obwodzie donieckim oraz 30,3% w ługańskim.

Południowej). Kształt trajektorii PKB na pracującego na Ukrainie Zachodniej był podobny jak na Ukrainie Północnej i Centralnej.

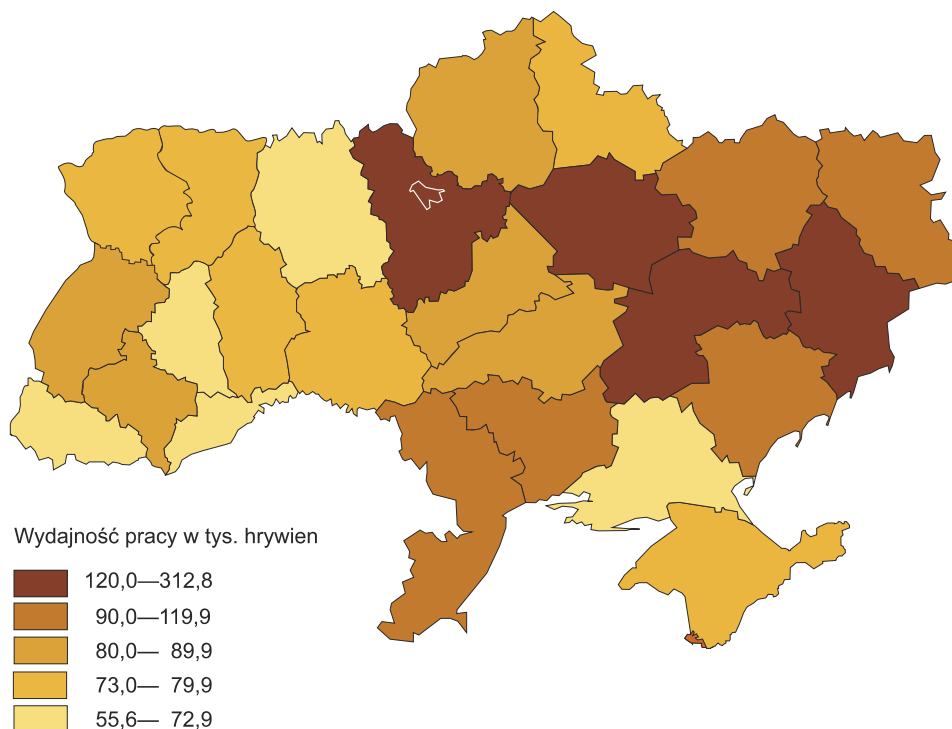
Mapa 2 przedstawia przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy w ukraińskich obwodach średnio w latach 2004—2016. Wynika z niego, że zdecydowanie najwyższą wydajność pracy notowano w Kijowie (312,8 tys. hrywien, co stanowiło ok. 273% średniego poziomu PKB na pracującego na Ukrainie). Bardzo wysokim poziomem wydajności pracy cechowały się również obwody dniepropietrowski (150,2 tys. hrywien), połtawski (141,8 tys. hrywien), doniecki (136,8 tys. hrywien) oraz kijowski (125,7 tys. hrywien), a zatem położone w dorzeczu największej rzeki Ukrainy — Dniepru.

Wysoki poziom wydajności pracy w Kijowie i we wspomnianej grupie obwodów wynikał z tego, że po pierwsze, znajduje się tu 5 z 10 największych ukraińskich miast (Dniepr, Donieck, Kijów, Krzywy Róg i Mariupol), które stanowią krajowe lub regionalne centra rozwoju społeczno-ekonomicznego. Po drugie, regiony te cechują się wysokim, jak na warunki ukraińskie, kapitałem na pracującego oraz silnymi ekonomicznymi efektami grawitacyjnymi⁹ (Chugaievska, Chugaievska i Filipowicz, 2018; Chugaievska, Chugaievska i Tokarski, 2017).

Najniższym poziomem PKB na pracującego cechowały się obwody żytomierski (70,3 tys. hrywien, Ukraina Północna), chersoński (67,2 tys. hrywien, Ukraina Południowa) oraz trzy obwody z zachodu Ukrainy (tarnopolski — 64,8 tys. hrywien, zakarpacki — 60,9 tys. hrywien i czerniowiecki — 55,6 tys. hrywien).

Można stąd wyciągnąć wniosek, że obwody leżące na wschód od linii Kijów—Odessa na ogół cechowały się wyższym poziomem analizowanej tu zmiennej w porównaniu do obwodów leżących po zachodniej stronie. Takie przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy w obwodach Ukrainy można tłumaczyć w znacznej mierze względami historycznymi. Tereny leżące na Ukrainie Lewobrzeżnej oraz nad Morzem Czarnym zarówno przed I wojną światową, jak i w czasach Związku Radzieckiego były znacznie silniej zintegrowane gospodarczo z terenami obecnej Federacji Rosyjskiej niż Ukraina Prawobrzeżna, która (z wyjątkiem obwodów odeskiego i mikołajowskiego) przed I wojną światową znajdowała się na peryferiach Cesarstwa Rosyjskiego i Austro-Węgier, w okresie międzywojennym należała do Polski, Czechosłowacji oraz Związku Radzieckiego, a w okresie powojennym — do Związku Radzieckiego. Zmieniające się strefy wpływów politycznych na Ukrainie Prawobrzeżnej osłabiały ekonomicznie te tereny (Hrycak, 2000; Hud, 2018; Serczyk, 2001). Ponadto na wschodzie Ukrainy (Donbas oraz obwody charkowski i zaporoski) znajdują się centra ukraińskiego przemysłu ciężkiego i wydobywczego.

⁹ Przez ekonomiczne efekty grawitacyjne rozumie się siły, z jakimi parami oddziałują na siebie poszczególne regiony. Efekty te mierzy się za pomocą ilorazu iloczynu potencjałów ekonomicznych tych obwodów (mierzonych np. wydajnością pracy lub technicznym uzbrojeniem pracy) i kwadratu odległości pomiędzy ich stolicami.

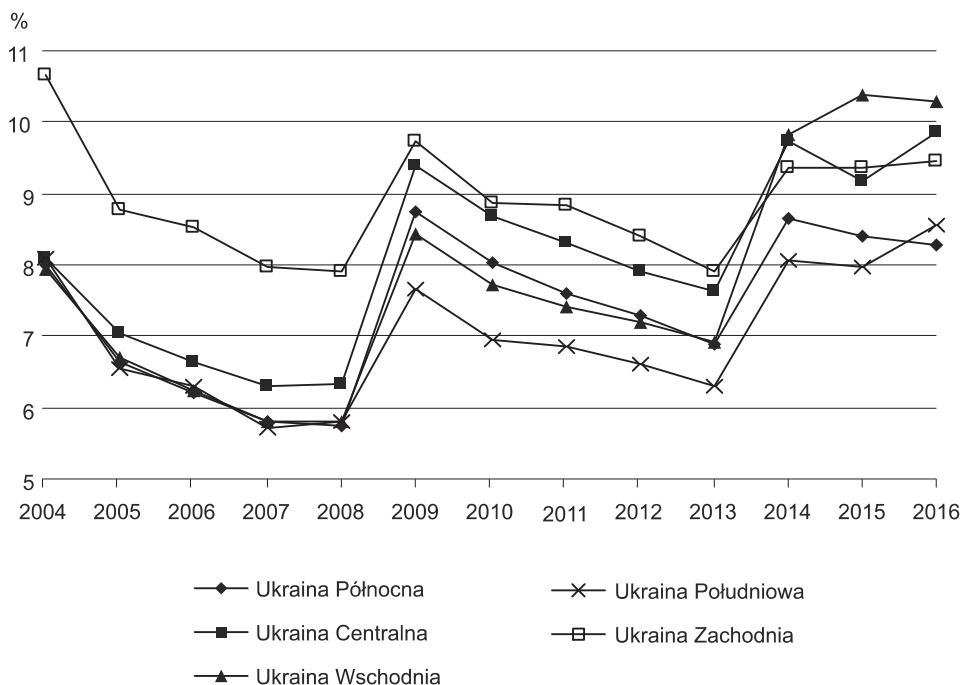
MAPA 2. ZRÓŻNICOWANIE WYDAJNOŚCI PRACY^a W OBLADACH W LATACH 2004—2016^b
(ceny stałe z 2015 r.)

^a Liczone jako średnia arytmetyczna z wydajności pracy w kolejnych latach. ^b W przypadku Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola w latach 2004—2013.

Źródło: jak przy wykr. 3.

Na wykr. 4 przedstawiono trajektorie stopy bezrobocia w grupach obwodów w latach 2004—2015. Okres dobrej koniunktury w gospodarce ukraińskiej (lata 2004—2008), kiedy PKB szybko rósł, przełożył się na wzrost zatrudnienia połączony ze spadkiem bezrobocia we wszystkich grupach obwodów. Najszybciej stopa bezrobocia spadała wówczas na Ukrainie Zachodniej (o 2,7 p.proc.), następnie na Ukrainie Północnej i Południowej (o 2,3 p.proc.) oraz Ukrainie Wschodniej (o 2,1 p.proc.), najwolniej zaś na Ukrainie Centralnej (o 1,7 p.proc.). Skutkiem tego różnica w wartościach stopy bezrobocia pomiędzy grupą obwodów o najwyższej stopie (Ukraina Zachodnia) a grupą o jej wartości najniższej (Ukraina Wschodnia) spadła z 2,7 p.proc. w 2004 r. do 2,1 p.proc. w 2008 r. (szerzej na temat ukraińskiego bezrobocia: Chugaievska i Tokarski, 2018; Homiak, 2015; Jarova, 2015; Lysiuk i Kaflevska, 2012; Paniuk, 2013).

WYKR. 4. STOPA BEZROBOCIA W GRUPACH OBWODÓW



Źródło: jak przy wyk. 3.

Światowy kryzys finansowy łącznie z rosyjsko-ukraińskim konfliktem gazowym przełożył się na jednoroczną recesję, której skutkiem był również istotny wzrost stóp bezrobocia we wszystkich grupach obwodów. Najszybciej rosły one wówczas na Ukrainie Centralnej (3,1 p.proc.), następnie Północnej (3,0 p.proc.) i Wschodniej (2,6 p.proc.), najwolniej zaś na południu i zachodzie Ukrainy (1,8 p.proc.).

Wzrost gospodarczy na Ukrainie w latach 2010–2013 ponownie doprowadził do spadku analizowanej tu zmiennej we wszystkich grupach obwodów. Największe spadki stopy bezrobocia zanotowano wówczas na Ukrainie Zachodniej (1,9 p.proc.), najniższe zaś na Ukrainie Południowej (1,4 p.proc.).

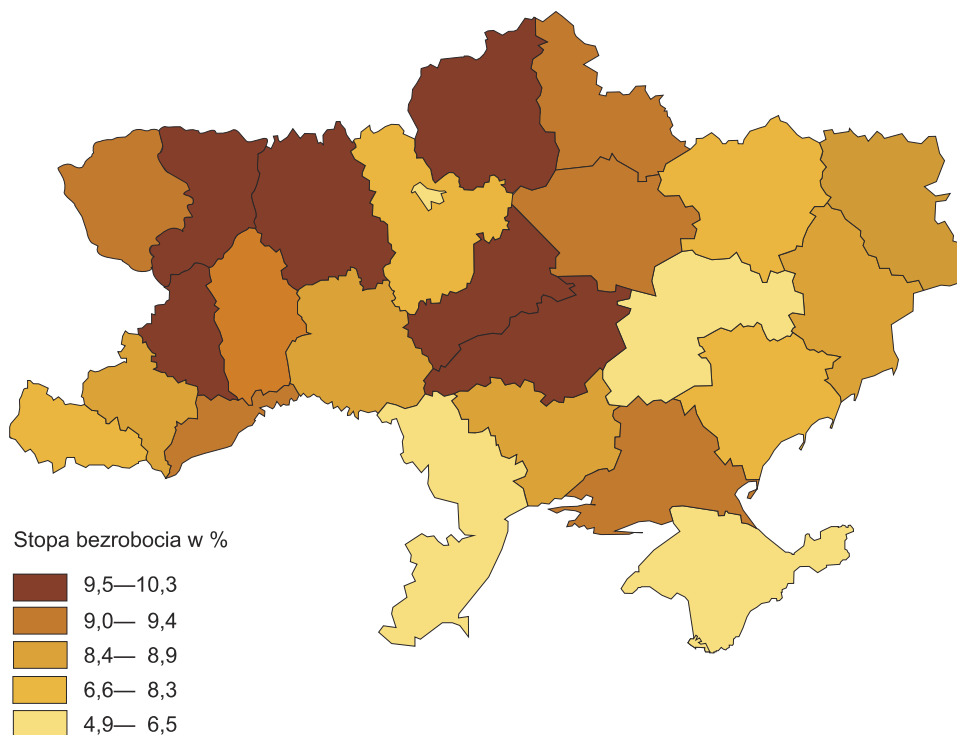
Kryzys polityczny i społeczno-ekonomiczny po Euromajdanie doprowadził do szybkiego wzrostu stopy bezrobocia w 2014 r. Najszybciej rosła ona na Ukrainie Wschodniej (2,9 p.proc.), najwolniej zaś na zachodzie Ukrainy (1,5 p.proc.). Wynika to z tego, że przyrosty stopy bezrobocia były na ogół tym wyższe, im bliżej Krymu oraz Donbasu znajdował się region.

W kolejnych latach we wszystkich grupach obwodów stopa bezrobocia kształtowała się na dość stabilnym poziomie.

O ile na początku omawianego okresu stopa bezrobocia na zachodzie Ukrainy była znacznie wyższa niż w pozostałych grupach obwodów, o tyle w 2016 r. najwyższe wartości tej zmiennej notowano już w obwodach Ukrainy Wschodniej, najniższe zaś na południu i północy Ukrainy.

Mapa 3 ilustruje przestrzenne zróżnicowanie stopy bezrobocia w obwodach Ukrainy w analizowanym przedziale czasu. Najniższe wartości stopy bezrobocia notowano w miastach o specjalnym statusie, czyli w Sewastopolu (4,9%) i Kijowie (5,2%). Ponadto w tej grupie znalazły się Republika Autonomiczna Krymu (5,7%) oraz obwody odeski (5,9%, Ukraina Południowa) i dniepropetrowski (6,5%, Ukraina Centralna). Najwyższymi wartościami stopy bezrobocia cechowały się obwody: czernihowski (9,6%) i żytomierski (10,1%) na Ukrainie Północnej, tarnopolski (10,3%) oraz rówieński (10,3%) na zachodzie Ukrainy i obwód czerkaski (9,6%) na Ukrainie Centralnej.

MAPA 3. ZRÓŻNICOWANIE STÓP BEZROBOCIA^a W OBWODACH W LATACH 2004—2016^b



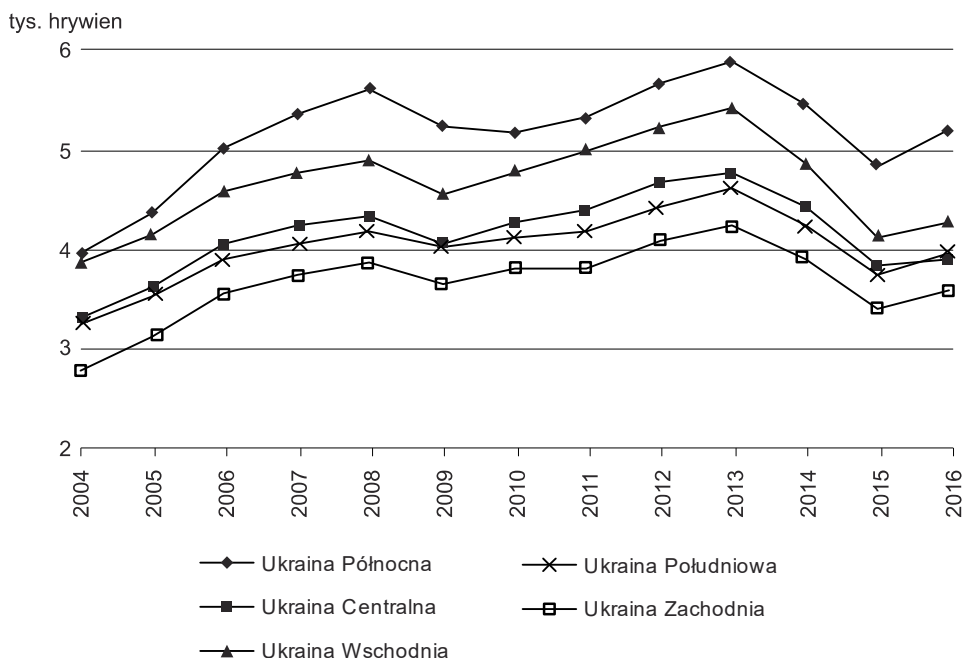
a, b Patrz noty a i b do mapy 2.

Źródło: jak przy wykr. 3.

Zróżnicowanie stopy bezrobocia w ukraińskich obwodach częściowo pokrywało się ze zróżnicowaniem wydajności pracy (tj. w obwodach o wysokiej wy-

dajności pracy stopa bezrobocia była często niższa, a współczynnik korelacji pomiędzy tymi zmiennymi wynosił $-0,385$).

WYKR. 5. PŁACE W GRUPACH OBWODÓW (ceny stałe z 2015 r.)



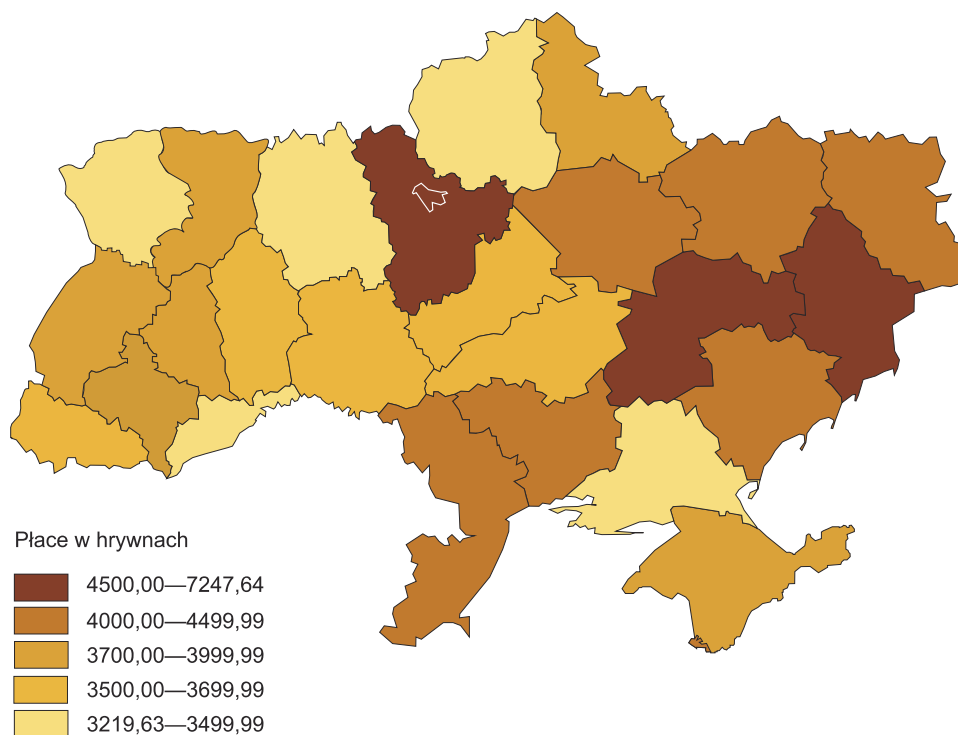
Źródło: jak przy wyk. 3.

Na wyk. 5 przedstawiono trajektorie wzrostu płac w grupach obwodów w latach 2004–2016. Można zauważyć, że ich kształt jest zbliżony do kształtu trajektorii wzrostu wydajności pracy, gdyż wydajność pracy jest jedną z podstawowych determinant płac. Najwyższe płace notowano w grupie obwodów Ukrainy Północnej (za sprawą głównie Kijowa i obwodu kijowskiego), najniższe zaś na Ukrainie Zachodniej. W okresie dobrej koniunktury (2004–2008) wartość tej zmiennej makroekonomicznej najszybciej rosła w obwodach Ukrainy Północnej (średniorocznie o 9,0%), a najwolniej na Ukrainie Wschodniej (6,1%). W 2009 r. spadająca wydajność pracy przełożyła się również na spadek płac. Najwyższy (ponad 6%) spadek płac notowano w obwodach Ukrainy Wschodniej (6,7%), na północy Ukrainy (6,6%) oraz na Ukrainie Centralnej (6,3%). Na zachodzie Ukrainy płace spadły wówczas o 5,6%, a na południu o 3,6%.

Dobra koniunktura lat 2009–2013 doprowadziła do wzrostu płac o 4,4% na wschodzie Ukrainy, 4,1% na Ukrainie Centralnej, 3,7% na zachodzie, 3,4% na południu oraz 3,0% na północy Ukrainy. Natomiast kryzys gospodarczy po Eu-

romajdanie spowodował spadek płac we wszystkich grupach obwodów. W latach 2014 i 2015 płace spadały najszybciej na Ukrainie Wschodniej (średniorocznie o 12,8%), a najwolniej na północy (9,4%). Skutki spadku płac po Euro-majdanie były zatem znacznie bardziej dotkliwe dla ukraińskich obwodów niż skutki światowego kryzysu finansowego i konfliktu gazowego. W 2016 r. zanotowano wzrost płac — od 2,1% na Ukrainie Centralnej do 7,6% na północy kraju.

MAPA 4. ZRÓŻNICOWANIE PŁAC^a W OBWODACH W LATACH 2004—2016^b
(ceny stałe z 2015 r.)



a, b Patrz noty a i b do mapy 2.

Źródło: jak przy wykr. 3.

Mapa 4 ilustruje przestrzenne zróżnicowanie płac w obwodach w latach 2004—2016. Podobnie jak w przypadku wydajności pracy zdecydowanie najwyższym poziomem płac cechował się stołeczny Kijów (7247,64 hrywny). Następne w kolejności były obwody: doniecki (5188,32 hrywny, Ukraina Wschodnia), dnieprope-trowski (4758,21 hrywny, Ukraina Centralna), kijowski (4601,31 hrywny, Ukraina Północna) i zaporoski (4534,50 hrywny, Ukraina Wschodnia). Wszystkie z wyjątkiem obwodu zaporoskiego należały również do grupy kwintylowej o najwyższym poziomie wydajności pracy na Ukrainie (por. Chugaievska, Chugaievska i Tokarski, 2017).

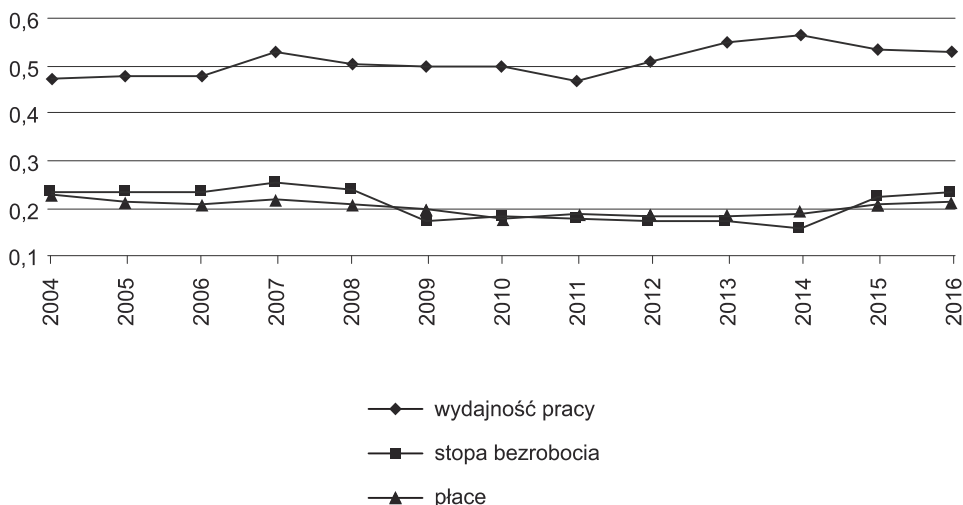
Najniższe płace występowały w obwodach: czerniowieckim na zachodzie Ukrainy (3451,07 hrywny), czernihowskim na Ukrainie Północnej (3438,01 hrywny), chersońskim na Ukrainie Południowej (3434,90 hrywny) oraz wołyńskim (3430,03 hrywny) i tarnopolskim (3219,63 hrywny) na Ukrainie Zachodniej.

Przestrzenne zróżnicowanie płac na Ukrainie było znacznie bardziej zbliżone do przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy niż stopy bezrobocia. Współczynnik korelacji między płacami a wydajnością pracy wynosił 0,861, natomiast między płacami a stopą bezrobocia $-0,509$.

Na wyk. 6 zilustrowano współczynniki zmienności analizowanych tu zmiennych makroekonomicznych w ukraińskich obwodach. Z wykresu wynika, że przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy było znacznie większe od zróżnicowania płac i stopy bezrobocia. Wynikało to z tego, że szczególnie w sektorze publicznym gospodarki ukraińskiej występuje bezrobocie ukryte, które jest mniej więcej równomiernie rozłożone geograficznie. Ponadto płace są znacznie mniej zróżnicowane przestrzennie od wydajności pracy, gdyż płace w sektorze budżetowym w poszczególnych obwodach są w zasadzie niezależne od poziomu wytwarzanego tam PKB na pracującego (podobne zjawisko występuje również w gospodarce polskiej — por. Trojak i Tokarski, 2013; Trojak, 2015).

Z wyk. 6 wynika, że o ile przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy w 2016 r. było wyższe niż w 2004 r., o tyle zróżnicowanie płac i stopy bezrobocia na początku oraz na końcu analizowanego okresu kształtowało się na podobnym poziomie.

WYKR. 6. WSPÓŁCZYNNIKI ZMIENNOŚCI WYDAJNOŚCI PRACY, STOPY BEZROBOCIA ORAZ PŁAC



STATYSTYCZNA ANALIZA DETERMINANT ZRÓŻNICOWANIA PŁAC NA UKRAINIE

Oszacowane parametry równania płac zestawiono w tablicy. Z przedstawionych danych wynika, że elastyczność płac względem wydajności pracy w każdym z prezentowanych oszacowań była istotna statystycznie i oscylowała wokół 0,391—0,432, stopa bezrobocia wpływała zaś istotnie statystycznie na poziom płac w obwodach w pięciu z sześciu analizowanych oszacowań (wyjątkiem były oszacowania UMM z efektami indywidualnymi). Co więcej, wzrost stopy bezrobocia o 1 p.proc. średnio powodował spadek płac o 0,534—2,291%.

Porównując wartości statystyk *t*-Studenta przy zmiennych $\ln w_{it}$ oraz u_{it} , można wyciągnąć wniosek, że wydajność pracy znacznie silniej wpływała na regionalne zróżnicowanie płac na Ukrainie od zróżnicowania stóp bezrobocia w tym kraju.

Z oszacowań MNK i UMM bez efektów indywidualnych oraz losowych można również wnioskować, że przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy i stopy bezrobocia w ok. 69,9—72,6% objaśniało zróżnicowanie płac w obwodach Ukrainy (por. skorygowany R^2).

OSZACOWANE PARAMETRY RÓWNANIA

Zmienne objaśniające	MNK	MNK z FE	MNK z RE	UMM	UMM z FE	UMM z RE
ln y	0,391* (21,949)	0,432* (8,967)	0,413* (14,010)	0,400* (23,473)	0,432* (5,219)	0,416* (12,917)
u	-2,289* (-7,135)	-2,291* (-6,115)	-2,242* (-6,494)	-1,477* (-4,040)	-0,534 (-1,023)	-0,794* (-1,859)
R ²	0,698	0,787	0,452	0,728	0,826	0,400
Skorygowany R ²	0,696	0,769	0,449	0,726	0,809	0,396
Kryterium: Akaike'a	-1,576	-1,776	}	}	}	}
Schwarza	-1,543	-1,453				
Hannana-Quinna	-1,563	-1,647				
Okres badań	2004—2016			2005—2016		
Liczba obserwacji	345			318		

U w a g a. W nawiasach podano statystyki *t*-Studenta. * — zmienne istotne statystycznie na poziomie istotności 10%. R^2 — współczynnik determinacji.

Ź r ó ł o: opracowanie własne.

PODSUMOWANIE

Lata 2001—2008 były najkorzystniejszym okresem rozwoju gospodarki ukraińskiej od odzyskania przez Ukrainę niepodległości w 1991 r. Zwiększyła się wówczas wielkość produkcji, rosło zatrudnienie, spadło bezrobocie oraz powstały dobre warunki dla rozwoju przedsiębiorczości. W 2009 r. gospodarkę ukraińską dotknęła recesja, będąca skutkiem światowego kryzysu finansowego i konfliktu

gazowego z Rosją. Po Euromajdanie, na skutek zajęcia przez Rosję Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola oraz walk w Donbasie, gospodarka Ukrainy ponownie znalazła się w recesji. Konflikt w obwodach donieckim i ługańskim połączony z hiperinflacją doprowadził do destabilizacji systemu finansowego i bankowego, czego skutkiem był spadek inwestycji finansowanych zarówno ze źródeł krajowych, jak i zagranicznych. Pogarszająca się sytuacja gospodarcza doprowadziła do obniżenia się poziomu życia, spadku zatrudnienia oraz wzrostu migracji zarobkowych Ukraińców.

Najwyższym poziomem wydajności pracy w latach 2004–2016 charakteryzował się stołeczny Kijów (312,8 tys. hrywien). Wysokim poziomem tej zmiennej makroekonomicznej (powyżej 120 tys. hrywien) cechowały się również obwody dniepropetrowski, połtański, doniecki i kijowski. W tych obwodach znajdują się centra rozwoju sektora usługowego (Kijów i Dniepr) lub przemysłowego tego kraju. Analiza przestrzennego zróżnicowania stopy bezrobocia na Ukrainie pokazała, że jej wartości zazwyczaj były najwyższe w obwodach o niskim poziomie wydajności pracy. Tendencje płac i wydajności pracy w ukraińskich obwodach były bardzo zbliżone. Szybki wzrost gospodarczy na Ukrainie w latach 2001–2007 oraz 2010–2013 doprowadził do istotnego wzrostu płac w tym kraju.

Oszacowane parametry równań płac potwierdzają hipotezę o tym, że przestrzenne zróżnicowanie płac na Ukrainie wykazuje zależność od przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy oraz stopy bezrobocia. Warto też zauważyć, że na zróżnicowanie płac silniej oddziaływało zróżnicowanie wydajności pracy niż zróżnicowanie stopy bezrobocia.

Niski poziom wydajności pracy powodujący niski poziom płac doprowadził do migracji zarobkowych na dużą skalę. Liczba ludności Ukrainy, z wyłączeniem Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola, spadła z 45,1 mln w 2004 r. do 42,7 mln w końcu badanego okresu (przy czym liczba ludności Kijowa wzrosła wówczas z 2,7 mln osób do 2,9 mln osób). Wszystkie obwody ukraińskie poza Kijowem i obwodem zakarpackim (Ukraina Zachodnia) zanotowały w tym przedziale czasu zmniejszenie się liczby ludności, przy czym największy względny spadek nastąpił w obwodach: czernihowskim i sumskim (Ukraina Północna), kirowogradzkim (Ukraina Centralna) oraz ługańskim i donieckim (Ukraina Wschodnia).

BIBLIOGRAFIA

- Chugaievskaja, N., Tokarski, T. (2018). Wpływ zmian PKB na przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia na Ukrainie. *Wiadomości Statystyczne*, (3), 50–68.
- Chugaievskaja, S., Chugaievskaja, N., Filipowicz, K. (2018). Stany długookresowej równowagi grawitacyjnego modelu wzrostu w gospodarce ukraińskiej. Referat na VII Ogólnopolską Konferencję Naukową im. prof. Z. Czerwińskiego *Matematyka i informatyka na usługach ekonomii*, Poznań, kwiecień 2018.

- Chugaievska, S., Chugaievska, N., Tokarski, T. (2017). Analyse statistique de l'impact de l'effet gravitationnel sur la diversification du développement économique de l'Ukraine. *Revue Internationale Des Economistes De Langue Française*, 2(2), 72—95.
- Dykas, P., Misiak, T. (2013). Determinanty przestrzennego zróżnicowania wybranych zmiennych makroekonomicznych. W: M. Trojak, T. Tokarski (red.), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski* (s. 67—80). Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Gricenko, A. A. (red.). (2015). *Instytutsiyni transformatsii sotsialno-ekonomichnoi systemy Ukrainy*. Kiev: Instytut ekonomiky ta prognozuvannia NAN Ukrainy.
- Homiak, M. A. (2015). Analiz suchasnogo stanu zayniatosti ta bezrobittia v Ukraini. *Aktualni problemy filosofii ta sotsiologii*, (4), 141—148.
- Hrycak, J. (2000). *Historia Ukrainy 1772—1999. Narodziny współczesnego narodu*. Lublin: Instytut Europy Środkowo-Wschodniej.
- Hud, B. (2018). *Ukraińcy i Polacy na Naddnieprzu, Wołyniu i w Galicji Wschodniej w XIX i pierwszej połowie XX wieku*. Warszawa: Wydawnictwo Pracownia.
- Jarova, L. G. (2015). Analiz rinvia bezrobittia v Ukraini ta napriamki yogo podolannia. *Globalni ta natsionalni problemy ekonomiky*, (4), 752—755.
- Lysiuk, O. S., Kaflevska, S. G. (2012). Bezrobittia yak sotsialno-ekonomichna problema naselennia Ukrainy. *Ekonomichni nauki*, (4), 48—53.
- Mankiw, N. G., Romer, D., Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407—437.
- Nonneman, W., Vanhoudt, P. (1996). A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for OECD Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(3), 943—953.
- Paniuk, T. (2013). Vykorystannia svitovoho dosvidu dla vyrishennia problem rynku pratsi v Ukraini. *Ekonomika ta menedzhment*, (10), 178—187.
- Pastuszka, S., Tokarski, T. (2017). Analiza porównawcza przestrzennego zróżnicowania PKB i bezrobocia w Polsce i we Włoszech. *Wiadomości Statystyczne*, (3), 49—70.
- Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1991). *Econometric Models and Economic Forecast*. New York: McGraw-Hills.
- Pustovoit, O. W. (2016). Ukrainska ekonomika: haotychni ta tsyklichni kolyvannia navkolo dovgostrokovogo trendu zrostantnia. *Ekonomika i prognozuvannia*, (2), 86—109.
- Rogut, A., Tokarski, T. (2001). Regional Diversity of Wages in Poland in 90's. *International Review of Economics and Business*, 68(4), 556—582.
- Serczyk, W. A. (2001). *Historia Ukrainy*. Wrocław, Warszawa, Kraków: Zakład Narodowy im. Ossolińskich.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65—94.
- Solow, R. M. (1979). Another Possible Source of Wage Stickiness. *Journal of Macroeconomics*, (1), 79—82.
- Tokarski, T. (2011). *Ekonomia matematyczna. Modele makroekonomiczne*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Trojak, M. (red.). (2015). *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Trojak, M., Tokarski, T. (red.). (2013). *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.

Kluczowe problemy metodologiczne w badaniach nad majątkiem gospodarstw domowych

Marcin Wroński^a 

Streszczenie. Ostatnią dekadę (od początku kryzysu finansowego w 2008 r.) charakteryzuje wzrost zainteresowania ekonomistów i twórców polityki publicznej gromadzeniem i wykorzystaniem danych o majątku gospodarstw domowych. Ma to dwie fundamentalne przyczyny: akumulację majątków i rosnące nierówności majątkowe oraz chęć lepszego prowadzenia polityki publicznej. Celem artykułu jest omówienie kluczowych problemów metodologicznych w badaniach nad majątkiem gospodarstw domowych, zaprezentowanie rozwiązań wypracowanych w tym zakresie przez komisję ekspercką OECD i zastosowanych w Household Finance and Consumption Survey oraz zidentyfikowanie obszarów wymagających dalszych prac metodologicznych. Od 2010 r. udało się osiągnąć znaczny postęp w zakresie pomiaru majątku prywatnego, jednakże zagadnienie adekwatnej reprezentacji najbogatszych gospodarstw domowych w próbie badawczej oraz koncepcje majątku obejmujące nie tylko majątek prywatny wciąż wymagają rozwoju standardów metodologicznych.

Słowa kluczowe: finanse osobiste, majątek gospodarstw domowych, pomiar majątku gospodarstw domowych, nierówności majątkowe

Key methodological issues in the research on household wealth

Summary. The interest of economists and policy makers in collecting data on household wealth has been growing over the last decade (from the beginning of financial crisis in 2008). It has two fundamental reasons: wealth accumulation and growing inequalities as well as formulation of better public policies. The aim of the article is to discuss key methodological issues in the research on household wealth, to present solutions developed by the OECD expert committee applied in the Household Finance and Consumption Survey (HFCS) and to identify areas that require further consideration. Since 2010 significant progress has been achieved in the measurement of private wealth. Further research on the adequate representation of the richest households in the research sample and concepts of wealth broader than private wealth should be encouraged.

Keywords: personal finance, household wealth, measurement of household wealth, wealth inequalities

JEL: C81, C82, D31

^a Szkoła Główna Handlowa, Kolegium Gospodarki Światowej.

Od początku kryzysu finansowego w 2008 r. obserwuje się wzrost zainteresowania naukowców oraz twórców polityk publicznych gromadzeniem i wykorzystaniem danych o majątkach gospodarstw domowych. W 2010 r. Europejski Bank Centralny (EBC) we współpracy z partnerami narodowymi po raz pierwszy zrealizował europejskie badanie ankietowe dotyczące aktywów i pasywów gospodarstw domowych — Household Finance and Consumption Survey (HFCS). Większa dostępność danych dotyczących majątku gospodarstw domowych powoduje, że pojawia się coraz więcej publikacji naukowych na ten temat.

Rosnące zainteresowanie majątkami gospodarstw domowych ma dwie fundamentalne przyczyny. Pierwszą z nich jest postępująca akumulacja zasobów majątkowych oraz wzrost nierówności majątkowych (większa dostępność danych o aktywach i pasywach gospodarstw domowych jest kluczowa dla lepszego zrozumienia przyczyn, przebiegu oraz konsekwencji tego procesu). Drugą — wpływ sytuacji finansowej sektora gospodarstw domowych na stabilność finansową całej gospodarki, którego siłę dobitnie pokazał globalny kryzys finansowy. Większa wiedza o zasobach majątkowych gospodarstw domowych jest również fundamentem badań dotyczących konsekwencji dystrybucyjnych polityki gospodarczej oraz umożliwia lepsze zrozumienie mechanizmów transmisji polityki pieniężnej.

Poprawa dostępności danych o zasobach majątkowych gospodarstw domowych wymagała rozwinięcia standardów metodologicznych. Pomiar majątku jest trudniejszy niż pomiar dochodów gospodarstw domowych nie tylko ze względu na nikłe doświadczenie większości krajów w tej dziedzinie, lecz także z powodu licznych problemów koncepcyjnych i technicznych. W ciągu minionej dekady poczyniono jednak znaczne postępy w tym zakresie. W ramach prac grupy eksperckiej OECD (2013) opracowano standardy metodologiczne umożliwiające rozwiązanie wielu problemów występujących przy prowadzeniu badań nad majątkiem gospodarstw domowych.

Celem niniejszego artykułu jest omówienie kluczowych problemów metodologicznych w badaniach nad majątkiem gospodarstw domowych, zaprezentowanie rozwiązań w tym zakresie wypracowanych przez komisję ekspercką OECD oraz identyfikacja obszarów wymagających dalszych prac metodologicznych. Podstawą prowadzonych rozważań są standardy wypracowane przez OECD, które znalazły zastosowanie w HFCS. Za koncentracją uwagi na rozwiązaniach stosowanych w badaniu EBC przemawia jego międzynarodowy charakter oraz liczba publikacji naukowych przygotowanych na podstawie uzyskanych w nim danych — mimo że udostępniono je badaczom dopiero w kwietniu 2013 r., do grudnia 2016 r. ukazało się ponad 150 publikacji naukowych wykorzystujących jego wyniki (ECB, 2016a). Ponadto HFCS opracowano stosunkowo niedawno, uwzględniając doświadczenia płynące z innych badań zasobów majątkowych gospodarstw domowych, co sprawia, że opiera się ono na najbardziej zaawansowanych standardach metodologicznych. Omówiono także zagadnienia, które nie zostały uwzględnione w standardach OECD. Wśród wyzwań metodologicz-

nych wciąż oczekujących na rozwiązanie najważniejsze są odpowiednia reprezentacja osób najbogatszych w próbie badawczej oraz pomiar oparty na koncepcji obejmującej nie tylko majątek prywatny.

PRZYCZYNY WZROSTU ZNACZENIA DANYCH O MAJĄTKU GOSPODARSTW DOMOWYCH

Pomiędzy 1970 r. a 2015 r. stosunek wartości majątku do PKB w krajach rozwiniętych wzrósł z 200—400% (w wypadku odpowiednio Niemiec i Hiszpanii) do 400—700% (Niemcy i Włochy). Oznacza to, że po okresie spadku wartości majątku w relacji do dochodów w latach 1914—1970 powracamy obecnie do poziomu znanego z początku ubiegłego wieku. Podobnie udział zarówno procenta, jak i decyla najbogatszych w całości zgromadzonych zasobów majątkowych po spadku w okresie powojennym od 1970 r. rośnie, a w wypadku Stanów Zjednoczonych osiągnął już poziom z lat 20. XX w. (Piketty, 2014). Proces wzrostu wartości majątku prywatnego uzupełnia spadek wartości majątku publicznego. W skrajnych przypadkach, jak np. w Stanach Zjednoczonych i Wielkiej Brytanii, wartość netto majątku publicznego jest niższa od zera, ponieważ zadłużenie państwa jest większe od wartości aktywów publicznych (Alvaredo, Chancel, Piketty, Saez i Zucman, 2017).

Jako że majątek jest efektem wieloletniej akumulacji, a nie corocznym strumieniem, nierówności majątkowe są zwykle wyższe niż nierówności dochodowe. Jeśli gospodarstwa regularnie oszczędzają część swoich dochodów, a stopy oszczędności są zróżnicowane pomiędzy gospodarstwami dochodowymi, to nierówności dochodowe będą się kumulować w postaci rosnących nierówności majątkowych. W Stanach Zjednoczonych górny procent dystrybucji dochodu otrzymuje 19,59% całości dochodów, podczas gdy 1% najbogatszych gospodarstw domowych posiada 37,03% zgromadzonych zasobów majątkowych. Podstawowe miary nierówności dochodowych i majątkowych w czterech wybranych gospodarkach rozwiniętych zestawiono w tablicy.

NIERÓWNOŚCI DOCHODOWE I MAJĄTKOWE W WYBRANYCH GOSPODARKACH ROZWIŃIĘTYCH WEDŁUG DANYCH ZA OSTATNI DOSTĘPNY ROK^a

Kraje	Dochód			Majątek		
	1% ^b	10% ^b	współczynnik Giniego	1% ^c	10% ^c	współczynnik Giniego
Stany Zjednoczone	19,59	46,32	0,391	37,03	72,18	0,801
Wielka Brytania	14,53	41,29	0,351	19,88	51,92	0,697
Niemcy	13,23	40,34	0,293	23,60	59,80	0,762
Francja	10,79	32,63	0,295	23,28	55,28	0,702

a Dane za 2014, 2015 lub 2016 r. — w zależności od kraju. b Udział gospodarstw domowych o najwyższych dochodach w całości dochodu. c Udział gospodarstw domowych o największym majątku w całości majątku.

Źródło: opracowanie własne na podstawie OECD (2018a), ECB (2017) oraz danych World Inequality Database.

Wzrost nierówności majątkowych może prowadzić do uzyskania przez grupy najbogatszych nadmiernego wpływu na politykę, a to z kolei może zostać wykorzystane do tworzenia korzystnych dla nich regulacji. Nadmierne nierówności majątkowe ograniczają możliwość inwestowania w edukację przez gospodarstwa domowe należących do niższych grup decylowych dystrybucji majątku, a także klasy średniej. Ponadto zagrażają równości szans. Gorsze regulacje instytucjonalne, niższa jakość kapitału ludzkiego oraz ograniczenie równości szans mogą negatywnie wpływać na wzrost gospodarczy, przez co w dłuższym okresie nierówności majątkowe mogą okazać się szkodliwe również dla względnie dobrze sytuowanych gospodarstw domowych. Ze względu na wciąż małą dostępność danych przeprowadzono niewiele badań empirycznych dotyczących wpływu nierówności majątkowych na wzrost gospodarczy. Ich wyniki wskazują, że nierówności majątkowe są groźne dla wzrostu gospodarczego szczególnie wtedy, gdy źródłem majątku najbogatszych są ich wpływy polityczne (Bagchi i Svejnar, 2015).

Majątek jest podstawowym środkiem umożliwiającym utrzymanie poziomu konsumpcji w okresie przejściowych trudności finansowych, a także — oprócz publicznych systemów emerytalnych — zabezpieczającym konsumpcję w okresie po przejściu na emeryturę. Dziś, gdy starzenie się społeczeństwa zagraża wysokości przyszłych emerytur, zagadnienie adekwatnych oszczędności emerytalnych jest szczególnie istotne.

Z perspektywy polityki gospodarczej duże znaczenie mają nie tylko same informacje o wielkości zasobów majątkowych gospodarstw domowych, lecz także dane dotyczące ich struktury. Struktura aktywów i zobowiązań finansowych gospodarstw domowych wpływa na transmisję polityki pieniężnej (Kaplan, Moll i Violante, 2016) i jest istotna z punktu widzenia polityki makroostrożnościowej (Ampudia, van Vlokhoven i Żochowski, 2014; Gross i Poblacion, 2017). Nadmierne zadłużenie gospodarstw domowych może osłabiać stabilność systemu finansowego, a duża popularność zadłużenia w walutach obcych powoduje, że finanse gospodarstw domowych wykazują wyjątkową wrażliwość na wahania kursów walutowych. Banki centralne są zainteresowane również wpływem zmiany cen aktywów będących wynikiem polityki pieniężnej na wartość majątku gospodarstw domowych oraz na nierówności majątkowe (Adam i Zhu, 2015).

Dane na temat wartości i struktury majątku gospodarstw domowych mają ponadto znaczenie z perspektywy czysto teoretycznej. Jednym z podstawowych zagadnień teorii ekonomii jest kwestia podejmowania decyzji przez podmioty gospodarcze. Wysokiej jakości informacje dotyczące struktury zasobów pozwalają badać m.in. decyzje alokacyjne gospodarstw domowych (Porpiglia, Le Blanc, Teppa, Zhu i Ziegelmeyer, 2015), sposób, w jaki zabezpieczają się one przed ryzykiem (Ehrmann i Ziegelmeyer, 2014), czy wpływ majątku na decyzje konsumpcyjne (Arrondel, Lamarche i Savignac, 2015).

KONCEPCJA MAJĄTKU GOSPODARSTWA DOMOWEGO

Powszechnie stosowana definicja majątku netto gospodarstwa domowego opiera się na koncepcji bilansu wykorzystywanej w rachunkowości. Najpierw gromadzi się informacje dotyczące aktywów i zobowiązań gospodarstw domowych, a następnie wyznacza się majątek netto, odejmując od wartości aktywów danego gospodarstwa domowego wartość jego zobowiązań. Warto zwrócić uwagę, że niska wartość majątku netto może wynikać z dwóch odmiennych przyczyn: małych aktywów i braku zobowiązań oraz dużych aktywów i wysokich zobowiązań. Stan badań nad zadłużeniem gospodarstw domowych w Polsce szczegółowo omawiają Wałęga i Wałęga (2018).

W znacznej większości prowadzonych badań majątek netto obejmuje jedynie podlegające rynkowej wycenie aktywa i pasywa będące prywatną własnością danego gospodarstwa domowego. Pomiarom nie są objęte uprawnienia gospodarstw domowych w systemach zabezpieczenia socjalnego, w szczególności w publicznym systemie emerytalnym. Przyczynami wyłączenia majątku socjalnego (*social security wealth*) są niewielka możliwość dysponowania nim przez gospodarstwo domowe oraz trudności pomiaru wynikające z tego, że wiele gospodarstw domowych dysponuje jedynie ograniczoną wiedzą o wartości własnych uprawnień w systemach socjalnych. Argumentem za przyjęciem takiego rozwiązania jest również zachowanie spójności z systemem rachunków narodowych (OECD, 2013).

Wyłączenie uprawnień w systemach zabezpieczenia socjalnego z majątku gospodarstw domowych rodzi poważne konsekwencje, ponieważ mogą one, podobnie jak majątek prywatny, stanowić środek służący do międzyokresowego transferu konsumpcji. W krajach, w których systemy zabezpieczeń społecznych są bardziej rozbudowane, gospodarstwa domowe gromadzą prywatne zasoby majątkowe o niższej wartości, ponieważ w razie trudności finansowych mogą liczyć na większe wsparcie państwa. Substytucja pomiędzy majątkiem prywatnym a uprawnieniami w systemach zabezpieczeń społecznych zachodzi zwłaszcza w zakresie oszczędności emerytalnych. Jej występowanie ma szczególne znaczenie dla porównań międzynarodowych. Jeśli wartość majątku netto gospodarstw domowych w jednym kraju jest niższa niż w drugim, to nie musi to koniecznie oznaczać, że w tym pierwszym gospodarstwa są biedniejsze. Różnica może wynikać również z wyższego rozwoju mechanizmów państwa dobrobytu w pierwszym z krajów, co sprawia, że gospodarstwa domowe w nim zlokalizowane mogą w większym stopniu dokonywać międzyokresowych transferów konsumpcji za pośrednictwem mechanizmów zabezpieczenia społecznego i dzięki temu gromadzić mniejszy majątek prywatny. Badania na podstawie danych HFCS potwierdzają, że różnice w hojności systemów zabezpieczenia społecznego częściowo wyjaśniają międzynarodowe różnice wartości zasobów majątkowych gospodarstw domowych, a wzrost publicznych wydatków na emerytury i świadczenia socjalne obniża mają-

tek netto gospodarstw domowych. Negatywny wpływ wydatków społecznych na wysokość majątku gospodarstw domowych jest najsilniejszy w najniższym decylnym dystrybucji, a wraz ze wzrostem zamożności gospodarstw domowych — maleje (Fessler i Schürz, 2015).

Majątek mierzy się na poziomie gospodarstw domowych, ponieważ wspólnie wykorzystują one posiadane zasoby. Gospodarstwo domowe to osoba bądź grupa osób zamieszkających razem i wspólnie utrzymujących się. W badaniach ankietowych zwykle nie uwzględnia się zamieszkujących w obiektach zbiorowego zakwaterowania (np. akademikach, oddzielnie wynajmowanych pokojach w mieszkaniu) oraz instytucjach (np. więzieniach, zakonach, domach pomocy społecznej). Sposób traktowania osób, które ze względu na obowiązki zawodowe, edukację lub leczenie okresowo przebywają poza swoim gospodarstwem domowym, różni się w zależności od badania, jednakże zgodnie z rekomendacjami OECD powinny one wciąż być traktowane jako jego część.

Gospodarstwa domowe są wysoce niejednorodne. Różnią się m.in.: liczbą członków, ich wiekiem, poziomem edukacji i pozycją na rynku pracy oraz charakterem powiązań między osobami do niego należącymi. Odmierna struktura gospodarstw domowych w różnych państwach jest poważnym problemem dla międzynarodowych porównań majątków gospodarstw domowych. Przykładowo jeśli w państwie A mieszka 10 osób, z których każda dysponuje jedną jednostką majątku i które tworzą 10 jednoosobowych gospodarstw domowych, to w tym kraju będziemy obserwować pełną równość majątkową oraz średnią wartość majątku gospodarstwa domowego wynoszącą jedną jednostkę majątku. Jeżeli zaś w państwie B również mieszka 10 osób, z których każda posiada jedną jednostkę majątku, ale tworzą one sześć gospodarstw domowych, to średnia wartość majątku gospodarstwa domowego wyniesie 1,6(6) jednostek majątku, a w państwie tym występować będą istotne nierówności majątkowe.

Stosując odpowiednie narzędzie ekonometryczne, można zmierzyć, czy różnice w strukturze gospodarstw domowych wyjaśniają część międzynarodowych różnic dystrybucji majątku (Bover, 2010). W tym celu najczęściej zastosowanie znajdują semiparametryczne metody konstrukcji dystrybucji kontrfaktycznych (DiNardo, Fortin i Lemieux, 1996) oraz uwzględnienie zmiennej opisującej strukturę gospodarstwa domowego w stosowanych modelach. Odmierna struktura gospodarstw domowych wyjaśnia nawet 50% różnicy pomiędzy medianą majątku gospodarstw domowych w Austrii a medianą majątku w strefie euro; jest również istotnym czynnikiem wyjaśniającym bądź maskującym różnice w innych państwach uczestniczących w HFCS (Fessler, Lindner i Segalla, 2013).

Naukowcy ponadto gromadzą dane i prowadzą badania, opierając się na szerszych koncepcjach majątku niż majątek prywatny. Badania na temat majątku poszerzonego (*augmented wealth*), czyli obejmującego zarówno majątek prywatny, jak i majątek socjalny, wskazują, że uprawnienia emerytalne w systemie publicznym są istotną częścią majątku gospodarstw domowych, a różnice

w wysokości majątku socjalnego częściowo amortyzują międzynarodowe różnice w wysokości majątków prywatnych. Ponadto, w związku z tym, że majątek socjalny stanowi większą część majątku poszerzonego w wypadku uboższych gospodarstw domowych, uwzględnienie majątku socjalnego częściowo niweluje nierówności majątkowe. Przykładowo w Stanach Zjednoczonych i Niemczech uprawnienia w publicznych systemach emerytalnych stanowią odpowiednio 48% i 61% majątku gospodarstw prywatnych. Mediana majątku prywatnego w Stanach Zjednoczonych jest 1,8 razy większa niż w Niemczech, podczas gdy mediana majątku poszerzonego jedynie 1,4 razy większa. Po uwzględnieniu majątku socjalnego współczynnik Giniego dla dystrybucji majątku w Stanach Zjednoczonych spada z 0,892 do 0,701 i z 0,765 do 0,501 w Niemczech (Bönke, Grabka, Schröder i Wolff, 2017).

Zasoby majątkowe gospodarstw domowych są silnie zmienne w cyklu życia. Wartość majątku netto młodych gospodarstw domowych jest niewielka lub wręcz ujemna. W następnych latach rośnie wraz z akumulacją oszczędności i spłatą kredytów. Po przejściu na emeryturę wysokość majątku ponownie spada. Nierówności majątkowe częściowo wynikają zatem z różnic wieku gospodarstw domowych, jednakże badania nie dostarczają jasnych wyników dotyczących wpływu starzenia się społeczeństw na poziom nierówności (Tyrowicz, Makarski i Bielecki, 2018; Vandenbroucke, 2016).

ŹRÓDŁA DANYCH O MAJĄTKU GOSPODARSTW DOMOWYCH

Dane na temat zasobów majątkowych gospodarstw domowych mogą pochodzić ze źródeł administracyjnych, makroekonomicznych oraz z badań ankietowych. Każde z nich ma pewne wady i zalety, własną specyfikę oraz określone możliwości zastosowania. W praktyce najczęściej wykorzystuje się badania ankietowe, przyjmujące postać specjalistycznych badań majątku gospodarstw domowych bądź specjalistycznego modułu w ogólniejszym badaniu sektora gospodarstw domowych. Dane administracyjne są jednak często używane w celu lepszego doboru próby badawczej, a dane makroekonomiczne mogą posłużyć do oceny wiarygodności wyników badania ankietowego (Andreasch i Lindner, 2014).

W ostatnich latach zdecydowanie wzrosło wykorzystanie danych administracyjnych w naukach społecznych, a w szczególności w badaniach ekonomicznych (Conelly, Playford, Gale i Dibben, 2016). W latach 1980–2010 odsetek artykułów opartych na danych administracyjnych opublikowanych w czołowych czasopismach naukowych z dziedziny ekonomii zwiększył się (w zależności od czasopisma) z 0–50% do 40–75% (Chetty, 2012). Głównymi zaletami danych administracyjnych są: możliwość dostarczenia informacji na temat całej populacji bądź jej segmentów, wysoka adekwatność oraz dostępność w horyzoncie wieloletnim.

Wykorzystanie danych administracyjnych w badaniach daje duże możliwości, ale wiąże się z tym również pewne wyzwania. Dostęp do danych administracyjnych — ze względu na bezpieczeństwo — zwykle jest ograniczony do placówek instytucji, które je zgromadziły. W niektórych wypadkach dane administracyjne można jednak pobrać za pomocą zabezpieczonego połączenia. W przeciwieństwie do danych ankietowych, którym zwykle towarzyszy bogata dokumentacja techniczna, dane administracyjne często są nieopisane, co oznacza konieczność poświęcenia dodatkowego czasu przez badaczy. Mimo znacznie większej liczby obserwacji niż w wypadku danych ankietowych liczba informacji (różnych zmiennych) dostępnych na temat każdej obserwacji jest mniejsza. Ograniczenia te można częściowo zniwelować, łącząc dane z różnych źródeł administracyjnych, jednak jest to dość trudne, a często niemożliwe. Ze względu na to, że danych administracyjnych nie gromadzi się z zamiarem ich wykorzystania w badaniach naukowych, przed rozpoczęciem analiz ilościowych konieczne jest ich wcześniejsze przygotowanie (uporządkowanie, oczyszczenie). Należy również pamiętać, że chociaż jakość danych administracyjnych zwykle przewyższa jakość danych ankietowych, to w niektórych wypadkach mogą istnieć czynniki sprawiające, że wartości w administracyjnych zbiorach danych nie odpowiadają wartościom rzeczywistym. Przykładowo jeśli majątek w danym kraju jest opodatkowany, jego wartość może być zaniżana w zeznaniach podatkowych w celu uzyskania niższych podatków.

O ile w wypadku danych ankietowych liczba obserwacji wynosi zwykle od kilku do kilkanastu tysięcy, o tyle w wypadku danych administracyjnych może być liczona w dziesiątkach milionów. Bardzo wysoka liczba obserwacji ma oczywiste konsekwencje dla stosowanych miar statystycznych. W wypadku regresji liniowych błędy standardowe współczynników regresji będą zdecydowanie mniejsze, niż gdyby obliczeń dokonano na podstawie kilku tysięcy obserwacji. W efekcie konwencjonalne testy istotności statystycznej mogą wskazywać na bardzo wysoki poziom istotności (Lin, Lucas i Schmueli, 2013). Możliwym rozwiązaniem tego problemu jest obniżenie stosowanych progów istotności wraz ze wzrostem liczebności próby (Greene, 2003), jednakże w literaturze nie ma konsensusu co do progów istotności, które należy stosować w przypadku prób o różnej liczebności.

Wzrost wykorzystania danych administracyjnych w badaniach ekonomicznych tylko w niewielkim stopniu, zaobserwować można w wypadku badań nad zasobnością gospodarstw domowych. W 2017 r. majątek netto był opodatkowany zaledwie w czterech państwach OECD (OECD, 2018b), a dane pochodzące z podatków spadkowych można wykorzystać jedynie w ograniczonym zakresie. Nawet w krajach, w których administracja publiczna gromadzi dane na temat majątku gospodarstw domowych bądź ich zasadniczych składowych (np. nieruchomości), zwykle nie udostępnia ich w celach naukowych ze względu na ich szczególną wrażliwość w kontekście ochrony prywatności.

Dane na temat aktywów i pasywów gospodarstw domowych ujęte są w systemie rachunków narodowych. Istotną zaletą wykorzystania danych makroekonomicznych jest ich wysoka międzynarodowa porównywalność wynikająca ze wspólnej metodologii opracowywania rachunków narodowych. Dane makroekonomiczne jako podawane na poziomie zagregowanym mają jednak jedną kluczową wadę — niemożliwe jest ich przełożenie na poziom poszczególnych gospodarstw domowych. Z tego powodu traktuje się je raczej jako dane uzupełniające, np. w celu oceny wiarygodności wyników badań ankietowych.

Dane ankietowe są obecnie najczęściej wykorzystywane w badaniach nad majątkiem gospodarstw domowych. Rezerwa Federalna oraz Bank Włoch prowadzą regularne badania ankietowe majątków gospodarstw domowych już od lat 60. XX w., a kolejne państwa dołączyły do nich w latach 90. W państwach strefy euro dostępność międzynarodowo spójnych danych majątkowych znacznie wzrosła po opracowaniu i przeprowadzeniu pierwszej edycji HFCS w 2010 r. (ECB, 2013). Uczestniczą w nim również Polska i Węgry, czyli kraje, które nie przyjęły wspólnej waluty. Główną zaletą badań ankietowych jest możliwość zebrania szczegółowych i jednostkowych danych dotyczących charakterystyk gospodarstwa domowego i jego majątku, w tym dokładnej struktury aktywów i pasywów. Informacja o cechach determinujących poziom majątku gospodarstwa domowego, takich jak m.in. jego struktura, poziom wykształcenia oraz sytuacja osób je tworzących na rynku pracy, nie jest możliwa do uzyskania za pomocą innych metod bądź jest dostępna jedynie w wąskim zakresie. Zasadniczymi wadami badań sondażowych są trudności metodologiczne związane z ich przeprowadzeniem oraz wysoki koszt ich realizacji.

PROBLEMY METODOLOGICZNE BADAŃ ANKIETOWYCH

Głównym wyzwaniem, przed jakim stoją autorzy badań ankietowych, jest odpowiedni dobór próby badawczej. Zarówno w przypadku badań majątków gospodarstw domowych, jak i badań ich dochodów jest to szczególne wyzwanie, ponieważ bogatsze gospodarstwa domowe rzadziej odpowiadają na ankiety. Jeśli prawdopodobieństwo odpowiedzi na ankietę maleje wraz ze wzrostem wartości majątku netto, otrzymane wyniki mogą być znacznie zaniżone. Nieadekwatna reprezentacja najbogatszych gospodarstw domowych wpływa szczególnie silnie na wartości średnie, mając równocześnie ograniczony wpływ na medianę. Problem wrażliwości miar nierówności na stopień reprezentacji najbogatszych gospodarstw domowych zostanie szerzej omówiony w następnej części artykułu.

W celu zapewnienia odpowiedniej reprezentacji najbogatszych gospodarstw domowych przeprowadzający badanie zwykle stosują nadpróbkiowanie, włączając do próby więcej gospodarstw domowych mogących należeć do górnego decyla (percentyla) dystrybucji majątku. Spośród 20 państw uczestniczących w HFCS 15 stosuje nadpróbkiowanie zamożnych gospodarstw domowych, w większości wy-

padków posługując się kluczem regionalnym. Może mieć on różnorodny charakter: od włączenia do próby większej liczby gospodarstw domowych z najbogatszych regionów kraju i ponadproporcjonalnej reprezentacji stolicy, poprzez wykorzystanie danych dotyczących powierzchni mieszkań i cen nieruchomości, aż po zastosowanie bardziej skomplikowanych danych administracyjnych, takich jak np. spożycie energii elektrycznej lub wysokość płaconych podatków. Problem zbyt niskiej reprezentacji części gospodarstw domowych można również ograniczyć za pomocą odpowiedniego użycia wag przypisywanych każdej obserwacji.

Stopień niedoszacowania wartości majątków ze względu na brak odpowiedniego uwzględnienia najbogatszych gospodarstw domowych można ocenić, porównując dane sondażowe z danymi makroekonomicznymi dotyczącymi aktywów i pasywów gospodarstw domowych. Różnica pomiędzy danymi uzyskanymi z tych dwóch źródeł może oczywiście wynikać także z innych czynników, w szczególności odmiennych koncepcji metodologicznych (Andreasc i Lindner, 2014). Ponieważ szczyt dystrybucji majątku można przybliżyć za pomocą rozkładu potęgowego (Pareto, 1897), naukowcy estymują górny fragment dystrybucji majątku na podstawie rankingów najbogatszych osób w danym kraju (Vermeulen, 2014). Najnowsze badania wskazują jednak, że rozkład potęgowy odzwierciedla jedynie 35% danych zawartych w rankingach najbogatszych, co oznacza, że cechuje się on efektywnością porównywalną z innymi możliwymi do zastosowania rozkładami, w szczególności z rozkładem log-normalnym (Brzeziński, 2014).

Problemem badań ankietowych jest również wiarygodność udzielanych odpowiedzi. Na pytania postawione w kwestionariuszu zwykle odpowiada osoba o najwyższym poziomie wiedzy finansowej, jednakże nawet ona może nie mieć pełnej wiedzy o aktywach i zobowiązaniach gospodarstwa domowego. Osoba referencyjna samodzielnie szacuje wartość poszczególnych aktywów, a przez to może zaburzyć adekwatność odpowiedzi odnoszących się do aktywów rzeczowych nabytych dawniej, w szczególności nieruchomości. Respondenci nie zawsze uwzględniają nagle zmiany cen aktywów, zwykle zaniżając ich wartość w okresie szybkiego wzrostu ich cen i zawyżając ją w okresie szybkiego spadku ich cen. Większość właścicieli nieruchomości zawyża ich wartość, chociaż właściciele nieruchomości należących do górnego decyla dystrybucji wartości nieruchomości zwykle ją zaniżają (Tonkin, 2018). Niedokładność udzielanych odpowiedzi jest problemem dla konstrukcji dystrybucji majątków oraz pomiaru ich nierówności, kwestia ta ma jednak mniejsze znaczenie w badaniach decyzji gospodarstw domowych. Nawet jeżeli informacje o wartości aktywów posiadane przez gospodarstwo domowe są nieprecyzyjne, to właśnie nimi kieruje się ono, podejmując decyzje alokacyjne.

W wypadku gdy otrzymane odpowiedzi okażą się niespójne z innymi źródłami danych, można rozważyć poddanie ich korekcie eksperckiej. Możliwość taka istnieje szczególnie w odniesieniu do tych spośród aktywów finansowych, które są regularnie raportowane przez obsługujące je podmioty do organów nadzoru finansowego. Konstruując badania ankietowe, należy również pamiętać o od-

wrotnej zależności pomiędzy szczegółowością zadawanych pytań a szansą otrzymania wiarygodnych odpowiedzi.

Podobnie jak w innych badaniach ankietowych badający zasoby majątkowe gospodarstw domowych stykają się z częściowym brakiem odpowiedzi, czyli sytuacją, w której respondent ignoruje niektóre pytania zawarte w ankiecie. Problem ten rozwiązuje się zwykle za pomocą imputacji wielokrotnej (Rubin, 2004), uzupełniając brakującą wartość wartością prognozowaną na podstawie innych odpowiedzi danego gospodarstwa domowego przez model ekonometryczny estymowany na podstawie prowadzonego badania ankietowego. Spośród 20 krajów uczestniczących w HFCS 16 zdecydowało się na estymację brakujących odpowiedzi przy zastosowaniu modelu imputacji wielokrotnej opracowanego przez EBC (ECB, 2016b).

POMIAR NIERÓWNOŚCI MAJĄTKOWYCH

Jak wskazano, jednym z podstawowych celów badań zasobów majątkowych gospodarstw domowych jest uzyskanie informacji na temat nierówności majątkowych. Rozkład majątku może być analizowany przy zastosowaniu m.in.: szeregów rozdzielczych, dystrybuant, krzywych Lorenza, miar decylowych oraz miar nierówności.

Ze względu na łatwość interpretacji przez opinię publiczną w publikacjach statystycznych oraz popularnonaukowych najczęściej stosuje się miary decylowe, ukazujące udział górnego decyla bądź percentyla w całości majątku w danym kraju. Ten sposób prezentacji danych jest zrozumiały także dla osób nieposiadających wykształcenia ekonomicznego, eksponuje problem nierówności majątkowych, a także zwiększa szanse na zapamiętanie informacji przez odbiorców.

Oprócz miar decylowych, ze względu na łatwość interpretacji, możliwość dekompozycji oraz spełnienie zasad transferu, najczęściej stosuje się współczynnik Giniego. Możliwych do zastosowania współczynników nierówności jest oczywiście o wiele więcej (Cowell, 2009), lecz ich pełne omówienie wykracza poza zakres niniejszego artykułu. Stosując miary nierówności, należy pamiętać, że majątek netto, w odróżnieniu od znacznej większości zmiennych ekonomicznych, może przyjmować nie tylko wartości dodatnie, lecz także wynosić 0 bądź przyjmować wartości ujemne, co wyklucza zastosowanie współczynników zdefiniowanych jedynie dla wartości dodatnich.

Ze względu na to, że jednym z zasadniczych problemów badań ankietowych jest niższa reprezentacja najbogatszych gospodarstw domowych, zaleca się stosowanie miar odpornych na to zjawisko. Mediana jest dużo mniej wrażliwa na zmiany na ścisłym szczycie dystrybucji majątku niż średnia. Podobnie współczynnik Giniego jest wrażliwy przede wszystkim na zmiany w okolicach mediany rozkładu; najbogatsze gospodarstwa domowe mają mniejsze znaczenie. Stopień reprezentacji najbogatszych gospodarstw domowych ma znaczny wpływ na absolutne miary nierówności, co poważnie ogranicza ich stosowanie przez prowa-

dzających badania w tym zakresie. Miary decylowe również są silnie wrażliwe na stopień reprezentacji najbogatszych gospodarstw domowych w próbie. Po korekcie wyników badań sondażowych na podstawie krajowych list najbogatszych udział gospodarstw domowych o najwyższych dochodach w całości dystrybucji zdecydowanie wzrasta (Bach, Thiemann i Zucco, 2018).

PODSUMOWANIE

Wzrost zainteresowania gromadzeniem i wykorzystaniem danych na temat zasobów majątkowych gospodarstw domowych w ostatniej dekadzie od początku kryzysu finansowego w 2008 r. był spowodowany postępującą akumulacją majątku i rosnącymi nierównościami majątkowymi oraz chęcią lepszego prowadzenia polityk publicznych.

Mimo wzrostu znaczenia danych administracyjnych w badaniach ekonomicznych badania ankietowe wciąż są kluczowym źródłem danych na temat zasobów majątkowych gospodarstw domowych. Prowadzący je zmagają się z wieloma problemami wskazanymi w niniejszym artykule, spośród których szczególnie istotne jest zapewnienie odpowiedniego udziału najbogatszych gospodarstw domowych w próbie. Jeśli prawdopodobieństwo udziału w badaniach ankietowych jest negatywnie skorelowane z wartością majątku gospodarstwa domowego, to wartość majątku gospodarstw domowych, a także nierówność jego dystrybucji mogą zostać poważnie zaniżone. Opracowane w ostatnich latach standardy metodologiczne umożliwiły rozwiązanie wielu trudności natury metodologicznej i zwiększenie międzynarodowej porównywalności gromadzonych danych.

Wśród zagadnień, które wymagają dalszych prac metodycznych, należy wymienić odpowiednią reprezentację najbogatszych gospodarstw domowych w próbie badawczej oraz uzupełnienie informacji na temat majątków prywatnych danymi o wartościach uprawnień gospodarstw domowych w systemach zabezpieczenia społecznego, szczególnie w publicznych systemach emerytalnych. Obiecującym kierunkiem badań są również próby oszacowania rzeczywistej wartości majątku najbogatszych gospodarstw domowych na podstawie krajowych list najbogatszych oraz łączenie danych ankietowych z danymi administracyjnymi.

BIBLIOGRAFIA

- Adam, K., Zhu, J. (2015). *Price level changes and the redistribution of nominal wealth across the euro area* (European Central Bank Working Paper Series No. 1853). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1853.en.pdf>.
- Alvaredo, F., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., Zucman, G. (2017). *World Inequality Report 2018*. World Inequality Lab.
- Ampudia, M., van Vlokhoven, H., Żochowski, D. (2014). *Financial fragility of euro area households* (European Central Bank Working Paper Series No. 1737). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1737.en.pdf>.

- Andreasch, M., Lindner, P. (2014). *Micro and macro data: a comparison of the Household Finance and Consumption Survey with financial accounts in Austria* (European Central Bank Working Paper Series No. 1673). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1673.pdf>.
- Arrondel, L., Lamarche, P., Savignac, F. (2015). *Wealth effects on consumption across the wealth distribution: empirical evidence* (European Central Bank Working Paper Series No. 1817). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1817.en.pdf>.
- Bach, S., Thiemann, A., Zucco, A. (2018). *Looking for the Missing Rich: tracing the Top Tail of Wealth Distribution* (DIW Berlin Discussion Papers No. 1717). Pobrane z: https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.575768.de/dp1717.pdf.
- Bagchi, S., Svejnar, J. (2015). Does wealth inequality matter for growth? The effect of billionaire wealth, income distribution, and poverty. *Journal of Comparative Economics*, 43(3), 505—530. DOI: 10.1016/j.jce.2015.04.002.
- Bover, O. (2010). Wealth Inequality and Household Structure: U.S. vs. Spain. *The Review of Income and Wealth*, 56(2), 259—290. DOI: 10.1111/j.1475-4991.2010.00376.x.
- Bönke, T., Grabka, M., Schröder, C., Wolff, E. (2017). *A Head-to-Head Comparison of Augmented Wealth in Germany and the United States* (NBER Working Paper No. 23244). Pobrane z: <https://www.nber.org/papers/w23244>.
- Brzeziński, M. (2014). Do wealth distributions follow power laws? Evidence from 'rich lists'. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, (406), 155—162. DOI: 10.1016/j.physa.2014.03.052.
- Chetty, R. (2012). *Time Trends in the Use of Administrative Data for Empirical Research*. Pobrane z: http://www.rajchetty.com/chettyfiles/admin_data_trends.pdf.
- Conelly, R., Playford, Ch. J., Gayle, V., Dibben, Ch. (2016). The role of administrative data in the big data revolution in social science research. *Social Science Research*, (59), 1—12. DOI: 10.1016/j.ssresearch.2016.04.015.
- Cowell, F. (2009). *Measuring Inequality*. Oxford: Oxford University Press.
- DiNardo, J., Fortin, N., Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973—1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), s.1001—1044. DOI: 10.2307/2171954.
- ECB. (2013). *The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey Results from the First Wave* (European Central Bank Statistics Paper Series No. 2). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/ecbsp2en.pdf>.
- ECB. (2016a). *Bibliography of the Household Finance and Consumption Survey*. Pobrane z: https://www.ecb.europa.eu/home/pdf/research/hfcn/Bibliography_of_the_HFCS.pdf?670aecfc4a887d7615e2befee496713c.
- ECB. (2016b). *The Household Finance and Consumption Survey: methodological report for the second wave* (European Central Bank Statistics Paper Series No. 17). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpsps/ecbsp17.en.pdf>.
- ECB. (2017). *The Household Finance and Consumption Survey — Statistical Tables*, European Central Bank. Pobrane z: https://www.ecb.europa.eu/home/pdf/research/hfcn/HFCS_Statistical_Tables_Wave2.pdf?58cf15114aab934bcd06995c4e91505b.
- Ehrmann, M., Ziegelmeyer, M. (2014). *Household risk management and actual mortgage choice in the euro area* (ECB Working Paper Series No. 1631). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1631.pdf>.
- Fessler, P., Lindner, P., Segalla, E. (2013). *Net wealth across the euro area — why household structure matters and how to control for it* (European Central Bank Working Paper Series No. 1663). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1663.pdf>.

- Fessler, P., Schürz, M. (2015). *Private wealth across European countries: the role of income, inheritance and the welfare state* (European Central Bank Working Paper Series No. 1847). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1847.en.pdf>.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. Harlow: Pearson.
- Gross, M., Poblacion, F. (2017). Assessing the efficacy of borrower-based macroprudential policy using an integrated micro—macro model for European households. *Economic Modelling*, (61), 510—528. DOI: 10.1016/j.econmod.2016.12.029.
- Kaplan, G., Moll, B., Violante, G. (2016). *Monetary policy according to HANK* (European Central Bank Working Paper Series No. 1899). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1899.en.pdf>.
- Lin, M., Lucas, H. C., Schmueli, G. (2013). Research commentary—too big to fail: large samples and the p-value problem. *Information System Research*, (24), 906—917.
- OECD. (2013). *OECD Guidelines for Microstatistics on Household Wealth*. OECD Publishing.
- OECD. (2018a). *OECD Income Distribution Database*. OECD Publishing.
- OECD. (2018b). *The Role and Design of Net Wealth Taxes in the OECD*. OECD. DOI: 10.1787/9789264290303-en.
- Pareto, V. (1897). *Cours d'Économie Politique*. Lausanne: F. Rouge.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the XX1st Century*. Cambridge, London: Harvard University Press.
- Porpiglia, A., Le Blanc, J., Teppa, F., Zhu, J., Ziegelmeier, M. (2015). *Household saving behaviour and credit constraints in the euro area* (European Central Bank Working Paper Series No. 1790). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1790.en.pdf?9c67f707b867a2fed34d29b428c94f4b>.
- Rubin, D. (2004). *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. New York, Chichseter, Brisbane, Toronto, Singapore: John Wiley & Sons.
- Tonkin, R. (2018). Opportunities for Improving Wealth Distribution Statistics (paper presented at the Wealth Inequalities: Measurement and Policies Conference, Paris, OECD).
- Tyrowicz, J., Makarski, K., Bielecki, M. (2018). Inequality in an OLG economy with heterogeneous cohorts and pension systems. *Journal of Economic Inequality* (online first), 1—24. DOI: 10.1007/s10888-018-9391-0.
- Wałęga, A., Wałęga, G. (2018). O badaniach zadłużenia gospodarstw domowych w Polsce. *Wiomości Statystyczne*, (9), 5—26.
- Vandenbroucke, G. (2016). Aging and Wealth Inequality in Neoclassical Growth Model. *Review Federal Reserve Bank of St. Louis*, 98(1), 61—68.
- Vermeulen, P. (2014). How fat is the top tail of the wealth distribution? (European Central Bank Working Paper Series No. 1692). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1692.pdf>.

Zastosowanie metaanalizy w badaniu dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw

Fryderyk Mirola^a 

Streszczenie. W literaturze dotyczącej transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw można zaobserwować istotne zróżnicowanie oszacowań parametru odzwierciedlającego dynamikę dostosowań badanej wielkości do jej optymalnego poziomu. Część wyników może być obciążona efektem selekcji publikacji. Prace, których rezultaty wpisują się wyraźnie w nurt teorii ekonomicznych, mogą być preferowane przez autorów i recenzentów, a w konsekwencji wyniki z tego obszaru — częściej publikowane. Celem artykułu jest zweryfikowanie występowania efektu selekcji publikacji w opracowaniach dotyczących transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw oraz zbadanie źródeł heterogeniczności oszacowań parametru mówiącego o dynamice dostosowań zasobów gotówkowych. W opracowaniu wykorzystano metaanalizę, pozwalającą na zbiorczą analizę rezultatów pochodzących z niezależnych badań. Umożliwia ona weryfikację występowania efektu selekcji publikacji oraz objaśnienie niejednorodności wyników prezentowanych w artykułach naukowych. Badanie przeprowadzono na podstawie danych wtórnych (informacje o oszacowaniach 402 regresji) pochodzących z 58 opracowań opublikowanych w latach 2003–2017. Do modelowania użyto metody Bayesian Model Averaging. Wykazano, że w przypadku rozpatrywanego zagadnienia efekt selekcji publikacji nie występuje. Na zróżnicowanie oszacowań odzwierciedlających dynamikę procesu dostosowań zasobów gotówkowych istotnie wpływają charakterystyki związane ze zbiorem danych wykorzystanym w badaniu, specyfikacją oraz estymacją modelu. Determinujący jest m.in. dobór metody estymacji, długość okresu objętego analizą oraz charakterystyki otoczenia rynkowego badanych podmiotów.

Słowa kluczowe: transakcyjna rezerwa płynności, metaanaliza, efekt selekcji publikacji

The use of meta-analysis in research on corporate cash holdings speed of adjustment

Summary. In empirical research significant diversity of corporate cash holdings speed of adjustment (SOA) estimates can be observed. It is possible that some of the results are affected by publication selection bias. Articles whose results are clearly in line with economic theories may be preferred by authors and reviewers and, consequently, conclusions from this area can be published more frequently. The aim of this article is to verify whether there is a publication selection bias with respect to studies related to corporate cash holdings adjustments and to investigate the sources of heterogeneity in cash holdings SOA estimates. The statistical method used in the study was meta-analysis, which allows a combined analysis of the results from independent research. Meta-analysis enables to verify the occurrence of the publication selection bias and to explain the heterogeneity of the results presented in articles. The study was based on data collected as a result of a review of the literature published between 2003 and 2017. On the basis of information on 402 estimates from 58 different studies it has been shown that the publication selection bias does not occur. The Bayesian Model Averaging was used for modelling. It was identified that the characteristics associated with the data set used in the study, model specification and the estimation method significantly affect the heterogeneity of corporate cash holdings SOA estimates. This diversity is determined, among others, by the choice of estimation method, length of the period covered by the analysis and characteristics of the market environment of the concerned entities.

Keywords: corporate cash holdings, meta-analysis, publication selection bias

JEL: C83, G30, G32

^a Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych.

Przedsiębiorstwa podejmują decyzję o wielkości utrzymywanych środków pieniężnych, kierując się jednym z trzech motywów: przezornościowym (w celu zabezpieczenia się przed niewypłacalnością), transakcyjnym (w celu uniknięcia kosztów finansowania zewnętrznego) lub spekulacyjnym (w celu osiągnięcia zysku wynikającego ze zmienności cen inwestycji), na co zwracał uwagę już Keynes (1936). W ostatnich dwóch dekadach wzrost wolumenów transakcyjnej rezerwy płynności¹, w skład której wchodziły środki pieniężne i ich ekwiwalenty (Michalski, 2013, s. 43 i 44), oraz jej udziału w sumie bilansowej przedsiębiorstw spowodował większe zainteresowanie tą tematyką zarówno badaczy, jak i mediów oraz inwestorów (Bates, Kahle i Stulz, 2009; Monga, Mattioli i Chasan, 2011). Zagadnienie to pozostaje niezmiennie aktualne również ze względu na fakt, że środki pieniężne utrzymywane przez spółki mają coraz większy wpływ na sytuację makroekonomiczną. Świadczy o tym rosnący udział zasobów gotówkowych przedsiębiorstw niefinansowych w PKB, który w państwach Europy Zachodniej często przewyższa 15% (Fidler, 2012).

Badanie czynników determinujących poziom środków pieniężnych utrzymywanych przez przedsiębiorstwa jest zagadnieniem ważnym, ale dopiero w połączeniu z analizą procesu dostosowań² wielkości wolumenów najbardziej płynnych aktywów pozwala lepiej zrozumieć rozważane zjawisko (Orlova i Rao, 2018). Prezentowane w literaturze rezultaty dotyczące dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw mogą być obarczone efektem selekcji publikacji. Możliwe bowiem, że prace przedstawiające wyniki wyraźnie zbieżne z teoriami ekonomicznymi są preferowane przez autorów i recenzentów, a w konsekwencji — częściej publikowane.

Celem artykułu jest zweryfikowanie występowania efektu selekcji publikacji w opracowaniach dotyczących transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw oraz zbadanie źródeł heterogeniczności oszacowań parametru mówiącego o dynamice dostosowań zasobów gotówkowych. W wynikach analiz empirycznych ukazanych w literaturze przedmiotu można zaobserwować duże zróżnicowanie szybkości dostosowań środków pieniężnych w czasie. Postawiono hipotezę, że w odniesieniu do dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw nie występuje efekt selekcji publikacji, a na zróżnicowanie oszacowań dotyczących badanego zjawiska wpływają charakterystyki związane z wykorzystanym w badaniu zbiorem danych, specyfikacją oraz estymacją modelu. Do zweryfikowania hipotezy posłużyły wnioski uzyskane z metaanalizy przeprowadzonej na podstawie danych z wybranych artykułów dotyczących transakcyjnej rezerwy płynności.

¹ W literaturze angielskiej transakcyjna rezerwa płynności określana jest terminem *cash holdings*.

² Gdy w tekście jest mowa o dostosowaniach oraz procesie dostosowań, należy przez to rozumieć dostosowania transakcyjnej rezerwy płynności do jej optymalnego poziomu.

PROCES DOSTOSOWAŃ TRANSAKCYJNEJ REZERWY PŁYNNOŚCI W BADANIACH EMPIRYCZNYCH

W artykułach empirycznych proces i dynamika dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności analizowane są dzięki wykorzystaniu danych panelowych i wprowadzeniu do modelowania wartości zasobów gotówkowych z poprzedniego okresu. Zakłada się, że transakcyjna rezerwa płynności dla podmiotu i (TRP_i) dostosowuje się do optymalnego (lub pożądanego) poziomu (TRP_i^*) zgodnie z następującym równaniem:

$$TRP_{it} - TRP_{it-1} = \lambda(TRP_{it}^* - TRP_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

gdzie $\lambda \in [0,1]$ jest parametrem odzwierciedlającym dynamikę badanej charakterystyki w czasie. Odpowiada on procentowej części różnicy między aktualnym (w okresie t) a optymalnym poziomem transakcyjnej rezerwy płynności, którą przedsiębiorstwo niweluje podczas jednego okresu. Ponadto zakłada się, że nieobserwowalny, optymalny poziom transakcyjnej rezerwy płynności dla podmiotu i w okresie t zależy liniowo od charakterystyk tego przedsiębiorstwa:

$$TRP_{it}^* = \sum_k \beta_k x_{kit} + F_i \quad (2)$$

gdzie:

x_{kit} — wielkość k -tej charakterystyki podmiotu i w okresie t ,
 F_i — efekt indywidualny i -tego podmiotu.

Podstawiając TRP_{it}^* z równania (2) do równania (1), otrzymuje się finalną postać modelu wykorzystywaną w badaniach empirycznych transakcyjnej rezerwy płynności:

$$TRP_{it} = \rho TRP_{it-1} + \sum_k \gamma_k x_{kit} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

gdzie:

$\rho = 1 - \lambda$,
 $\gamma_k = \lambda \beta_k$,
 $\eta_i = \lambda F_i$.

Model ten nazywany jest modelem częściowych dostosowań (*partial adjustment model*). Dynamikę utrzymywanych zasobów gotówkowych reprezentuje

parametr ρ , przy czym szybkość dostosowań jest odwrotnie proporcjonalna do wielkości oszacowania tego parametru.

W dotychczasowych badaniach skupiano się na identyfikacji czynników determinujących wielkość transakcyjnej rezerwy płynności. Rozważania naukowe w tym obszarze uwzględniały również wpływ ładu korporacyjnego (np. Couderc, 2006; Gao, Harford i Li, 2013), ograniczeń rynku finansowego (np. Almeida, Campello i Weisbach, 2004; Ferreira i Vilela, 2004), otoczenia makroekonomicznego (np. Chen i Yo, 2012; Wang, Ji, Chen i Song, 2014), elastyczności finansowej (np. Ang i Smedema, 2011; Denis, 2011), a także kryzysu finansowego (np. Lian, Sepehri i Foley, 2011; Al-Amarnah, 2015) na wielkość utrzymywanych zasobów gotówkowych. Rzadziej podejmowano próbę wyjaśnienia zróżnicowania dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności. Rozpatrywano wpływ heterogeniczności cech finansowych przedsiębiorstw (np. Bates, Chang i Chi, 2018; Orlova i Rao, 2018), wykorzystanej metody estymacji (np. Flannery i Hankins, 2013; Chang, Deng i Wang, 2016) i kraju, w którym funkcjonują badane podmioty (np. Orlova i Sun, 2018) na szybkość dostosowań zasobów gotówkowych. Przegląd literatury wskazuje jednak na znaczącą lukę informacyjną w zakresie badań nad zróżnicowaniem dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw w opublikowanych wcześniej analizach.

PRZYGOTOWANIE ZBIORU DANYCH DO METAANALIZY

Metaanaliza to metoda statystyczna pozwalająca na zbiorczą analizę rezultatów pochodzących z niezależnych badań. Umożliwia ona m.in. weryfikację występowania efektu selekcji publikacji oraz objaśnienie heterogeniczności wyników uzyskanych w różnych analizach.

Procedura zbierania danych do metaanalizy składała się z kilku etapów. Rozpoczęto od wyszukania anglojęzycznych badań związanych z transakcyjną rezerwą płynności w bazach artykułów Google Scholar, ScienceDirect, JSTOR, ProQuest, Wiley Online Library oraz SpringerLink. Wstępnego wyboru tekstów dokonano na podstawie tytułów, słów kluczowych i treści streszczeń. Następnie przeanalizowano spisy literatury w uprzednio wybranych artykułach. W przypadku zidentyfikowania nieuwzględnionego wcześniej anglojęzycznego badania dołączano je do inicjalnego zbioru analiz. Uwzględniano wyłącznie najnowszą wersję danego tekstu (np. gdy istniał w kilku wydaniach lub miał formę working paper przed opublikowaniem w czasopiśmie recenzowanym). Dzięki temu badany zbiór był kompletny i aktualny.

Ze wstępnie wybranych 153 artykułów wytypowano wyłącznie te, w których analizowano proces dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności oraz zastosowano modelowanie ekonometryczne zgodne z równaniem postaci (3), gdzie zmienna objaśniana była zdefiniowana jako stosunek transakcyjnej rezerwy płynności do wartości aktywów przedsiębiorstwa. W ten sposób zapewniono

porównywalność zebranych oszacowań parametru odzwierciedlającego dynamikę dostosowań zasobów gotówkowych. Ostatecznie metaanalizą objęto 58 opracowań z lat 2003—2017³, które łącznie zawierały informacje o 402 oszacowanych regresjach. Włączone do finalnego zbioru teksty były zarówno badaniami opublikowanymi w czasopismach recenzowanych, jak i analizami w formie working paper. Listę wszystkich badań wykorzystanych w metaanalizie zamieszczono na końcu opracowania.

W celu weryfikacji występowania efektu selekcji publikacji dla każdej regresji ustalono wartości oszacowania parametru ρ oraz jego błędu standardowego⁴. Podejście takie pozwoliło na uwzględnienie w metaanalizie zróżnicowania oszacowań analizowanego parametru w wybranych badaniach oraz jego heterogeniczności pomiędzy poszczególnymi analizami⁵.

Na wyk. 1 zaprezentowano wartości oszacowań parametru ρ z zebranych badań w zależności od roku publikacji opracowania. Ilustracja ta wskazuje na istotną heterogeniczność procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności związaną z poszczególnymi regresjami. Zróżnicowanie to może wynikać z obciążenia oszacowań wywołanego selekcją publikacji, jak również z odmiennych charakterystyk uwzględnionych w poszczególnych badaniach. Wyniki te uzasadniają przeprowadzenie metaanalizy.

W celu zbadania heterogeniczności oszacowań rozważanego parametru w metaanalizie wykorzystuje się dodatkowo zmienne binarne odzwierciedlające różnice pomiędzy poszczególnymi opracowaniami. Dla każdego artykułu zebrano zatem informacje o charakterystykach związanych z wykorzystanym w badaniu zbiorem danych, specyfikacją i estymacją modelu oraz z samą publikacją. Nazwy, definicje oraz podstawowe statystyki opisowe dla wszystkich zebranych zmiennych zaprezentowano w tabl. 1. Metoda i zakres zbierania danych były zgodne z wytycznymi do przeprowadzania metaanaliz, które dla badań ekonomicznych zaproponowali Stanley i współpracownicy (2013).

Aby uniknąć niekorzystnego wpływu obserwacji odstających na wyniki metaanalizy, zastosowano procedurę ich identyfikacji na danych wielowymiarowych — jednocześnie dla wartości oszacowania parametru ρ oraz precyzji tegoż oszacowania (Hadi, 1994). W wyniku posłużenia się algorytmem 5,7% obserwacji⁶ (dane z 23 regresji) uznano za odstające i wykluczono z dalszej analizy.

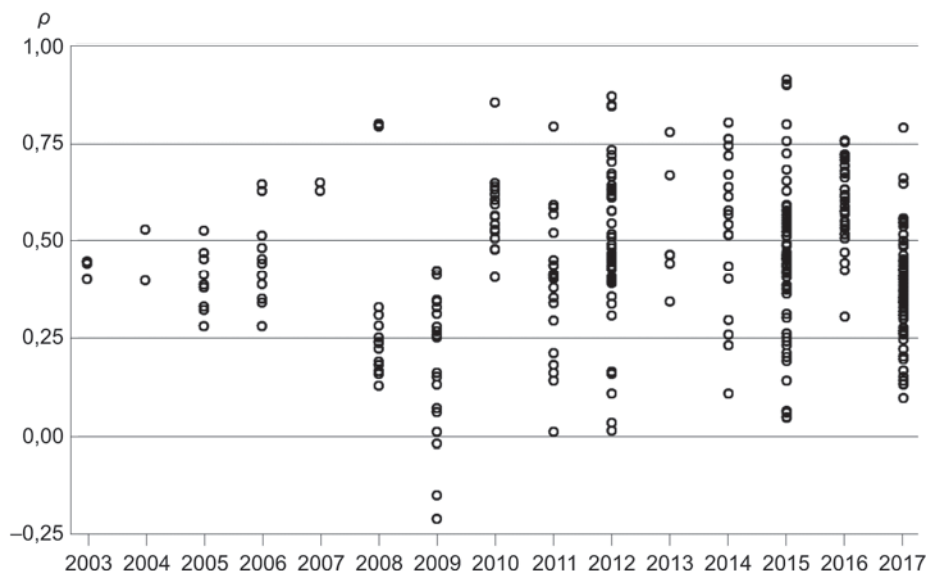
³ Zbieranie danych zakończono w styczniu 2018 r., dzięki czemu możliwe było uwzględnienie wszystkich badań opublikowanych do końca 2017 r.

⁴ W artykułach prezentowano wielkość oszacowania parametru ρ , a nie wartość $\lambda = 1 - \rho$, która odzwierciedla bezpośrednio dynamikę dostosowań zasobów gotówkowych, stąd metaanalizę przeprowadzono dla pierwszego z parametrów. Zachowano oznaczenia z równania (3).

⁵ W literaturze anglojęzycznej podejście takie określane jest terminem *all-set meta-data*.

⁶ Odsetek obserwacji odstających należy uznać za niewielki w porównaniu z innymi metaanalizami dla badań ekonomicznych. Dla przykładu Demena i van Bergeijk (2017), stosując identyczną procedurę, zidentyfikowali 14,7% obserwacji nietypowych.

WYKR. 1. WARTOŚĆ OSZACOWANIA PARAMETRU ρ ,
ZE WZGLĘDU NA ROK PUBLIKACJI WYNIKÓW BADAŃ



Źródło: opracowanie własne.

TABL. 1. ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE I ICH PODSTAWOWE STATYSTYKI OPISOWE

Zmienne	Definicja	Średnia	Odchylenie standardowe
Charakterystyki związane z wykorzystanym zbiorem danych			
<i>Uznany zbiór danych</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano uznany zbiór danych, taki jak: Compustat, Amadeus, Datastream, Osiris, Reuters, Bloomberg = 0 w przeciwnym wypadku	0,636	0,482
<i>Liczba obserwacji</i> ^a	liczba obserwacji wykorzystanych do modelowania	17,863	25,547
<i>Panel zbilansowany</i>	= 1, jeżeli w modelowaniu wykorzystano zbilansowany panel = 0 w przeciwnym wypadku	0,095	0,294
<i>Długość panelu</i>	liczba fal panelu wykorzystanego do modelowania	19,256	11,640
<i>Środek okresu objętego badaniem</i>	średni rok, z którego pochodzą dane wykorzystane do modelowania (rok bazowy — 1998)	0,482	9,919
<i>Podmioty notowane</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach notowanych na giełdach = 0 w przeciwnym przypadku	0,718	0,451
<i>Podmioty nienotowane</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach nienotowanych na giełdach = 0 w przeciwnym wypadku	0,021	0,144

^a W celu zapewnienia czytelności tabeli wartości średniej i odchylenia standardowego dla zmiennej *liczba obserwacji* zostały podzielone przez 1000.

TABL. 1. ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE I ICH PODSTAWOWE STATYSTYKI OPISOWE (cd.)

Zmienne	Definicja	Średnia	Odchylenie standardowe
Charakterystyki związane z wykorzystanym zbiorem danych (dok.)			
<i>Sektor małych i średnich przedsiębiorstw</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z sektora małych i średnich przedsiębiorstw = 0 w przeciwnym wypadku	0,050	0,219
<i>Kraj rozwijający się</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z krajów rozwijających się (zgodnie z raportem IMF <i>World Economic Outlook</i> 2016) = 0 w przeciwnym wypadku	0,272	0,445
<i>Podmioty z: Azji</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Azji = 0 w przeciwnym wypadku	0,253	0,435
<i>Europy</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Europy = 0 w przeciwnym wypadku	0,222	0,416
<i>Ameryki Północnej</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Ameryki Północnej = 0 w przeciwnym wypadku	0,520	0,500
<i>Ameryki Południowej</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Ameryki Południowej = 0 w przeciwnym wypadku	0,011	0,102
<i>Afryki</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Afryki = 0 w przeciwnym wypadku	0,005	0,073
Charakterystyki związane z estymacją			
<i>Estymator: MNK</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano MNK = 0 w przeciwnym wypadku	0,216	0,412
<i>efektów stałych</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano estymator efektów stałych = 0 w przeciwnym wypadku	0,011	0,102
<i>efektów losowych</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano estymator efektów losowych = 0 w przeciwnym wypadku	0,018	0,135
<i>Arellano-Bonda</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano estymator pierwszych różnic Arellano-Bonda = 0 w przeciwnym wypadku	0,306	0,461
<i>Blundella-Bonda</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano systemowy estymator Blundella-Bonda = 0 w przeciwnym przypadku	0,406	0,492
Charakterystyki związane ze specyfikacją modelu			
<i>Liczba zmiennych objaśniających</i>	liczba zmiennych objaśniających uwzględnionych w modelu (bez stałej i zmiennych identyfikujących konkretne fale panelu)	12,087	4,818

TABL. 1. ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE I ICH PODSTAWOWE STATYSTYKI OPISOWE (dok.)

Zmienne	Definicja	Średnia	Odchylenie standardowe
Charakterystyki związane ze specyfikacją modelu (dok.)			
<i>Wskaźnik dźwigni</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o wskaźniku dźwigni = 0 w przeciwnym wypadku	0,855	0,353
<i>Wypłata dywidendy</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o wypłacanej dywidendzie = 0 w przeciwnym wypadku	0,652	0,477
<i>Wydatki na badania i rozwój</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o wydatkach na badania i rozwój = 0 w przeciwnym wypadku	0,478	0,500
<i>Struktura zarządzania</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o strukturze właścicielskiej lub strukturze zarządzania przedsiębiorstwem = 0 w przeciwnym wypadku	0,272	0,445
<i>Zmienne makroekonomiczne</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne makroekonomiczne = 0 w przeciwnym wypadku	0,055	0,229
<i>Kryzys finansowy</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o występowaniu kryzysu finansowego = 0 w przeciwnym wypadku	0,013	0,114
<i>Efekt czasowy</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono efekt czasowy = 0 w przeciwnym wypadku	0,565	0,496
<i>Efekt indywidualny</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono efekt indywidualny badanych podmiotów = 0 w przeciwnym wypadku	0,470	0,500
Charakterystyki związane z publikacją			
<i>Rok publikacji</i>	rok publikacji badania (rok bazowy — 2003)	10,066	3,572
<i>Badanie podlegające recenzji naukowej</i>	= 1, jeżeli badanie podlegało niezależnej recenzji naukowej = 0 w przeciwnym wypadku	0,628	0,484
<i>Liczba cytowań</i>	średnia roczna liczba cytowań w serwisie Google Scholar — od momentu udostępnienia badania (dane o liczbie cytowań pochodzą z grudnia 2017)	4,461	5,876
<i>Liczba pozycji bibliograficznych</i>	liczba pozycji bibliograficznych wyszczególnionych w badaniu	55,681	48,452
<i>Wskaźnik Impact Factor</i>	wartość wskaźnika Impact Factor pisma, w którym opublikowano badanie (zgodnie z Journal Citation Reports 2017 — Thomson Reuters)	0,640	1,169
<i>Oszacowanie parametru</i>	wartość oszacowania parametru ρ	0,420	0,179
<i>Błąd standardowy</i>	błąd standardowy oszacowania parametru ρ	0,049	0,050

WYNIKI METAANALIZY

Wykresy lejkowe (*funnel plots*) i weryfikacja efektu selekcji publikacji

Najprostszą i najpopularniejszą metodą weryfikacji występowania efektu selekcji publikacji jest graficzna analiza wykresu zwanego lejkowym, prezentującą relację między wartościami oszacowań badanego parametru a ich precyzją (mierzoną zazwyczaj odwrotnością błędu standardowego). Analizy oparte na małych próbach cechują się większymi błędami standardowymi i będą znajdować się u podstawy wykresu, charakteryzując się dużym rozproszeniem. Oszacowania pochodzące z estymacji opartych na dużych próbkach będą z kolei rozmieszczone w górnej części grafu i bardziej skoncentrowane ze względu na większą precyzję (Stanley, 2005).

W przypadku braku efektu selekcji publikacji oszacowania powinny być rozmieszczone losowo i symetrycznie wokół tzw. prawdziwego efektu (*true effect*, *precision effect*), do którego finalnie będą zbiegać się wraz ze wzrostem precyzji. Oczekiwany jest wykres o symetrycznym kształcie przypominającym odwrócony lejek. Występowanie selekcji publikacji odzwierciedla na grafie jego asymetria wskazująca na preferencje autorów i recenzentów co do wielkości szacowanego współczynnika (Stanley i Doucouliagos, 2010).

Wykres lejkowy jest pierwszym wyznacznikiem efektu selekcji publikacji, aczkolwiek jego interpretacja może być subiektywna. Jednoznaczne wnioskowanie umożliwiają natomiast wyniki testów statystycznych na asymetrię wykresu lejkowego (Funnel Asymmetry Test — FAT) oraz wartość prawdziwego efektu (Precision Effect Test — PET). Najpopularniejszym sposobem statystycznej weryfikacji występowania efektu selekcji publikacji jest oszacowanie regresji następującej postaci (Stanley i Doucouliagos, 2010):

$$\hat{\rho}_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot se_{ij} + u_{ij} \quad (4)$$

gdzie:

$\hat{\rho}_{ij}$ — wartość oszacowania analizowanego parametru dla i -tego badania i j -tej regresji raportowanej w tym opracowaniu,

se_{ij} — błąd standardowy,

u_{ij} — błąd losowy.

W przypadku braku efektu selekcji publikacji oszacowania $\hat{\rho}_{ij}$ powinny być niezależne od ich błędów standardowych i różnić się w sposób losowy od β_0 (Doucouliagos i Stanley, 2013). Współczynnik β_1 może być zatem interpretowany jako miara efektu selekcji publikacji, a β_0 utożsamiane z wartością

prawdziwego efektu. Aby rozwiązać występujący w równaniu (4) problem heteroskedastyczności, w praktyce wielkości te dzieli się obustronnie przez wartość se_{ij} (Stanley i Doucouliagos, 2012). Finalnie równanie przyjmuje postać:

$$t_{ij} \equiv \frac{\hat{\rho}_{ij}}{se_{ij}} = \beta_1 + \beta_0 \cdot \frac{1}{se_{ij}} + v_{ij} \quad (5)$$

gdzie:

t_{ij} — wartość statystyki t -Studenta dla j -tego oszacowania badanego parametru w i -tej analizie,

v_{ij} — błąd losowy.

Odrzucenie hipotezy, że stała w modelu (5) jest równa 0 ($H_0: \beta_1 = 0$), świadczy o asymetrii rozkładu, a w konsekwencji o występowaniu efektu selekcji publikacji (Stanley, 2008). Współczynnik β_0 reprezentuje wielkość i znak prawdziwego efektu. Weryfikacja, czy jest on równy 0 ($H_0: \beta_0 = 0$), pozwala stwierdzić, czy oprócz ewentualnego efektu selekcji publikacji występuje rzeczywisty efekt empiryczny (Stanley, 2008).

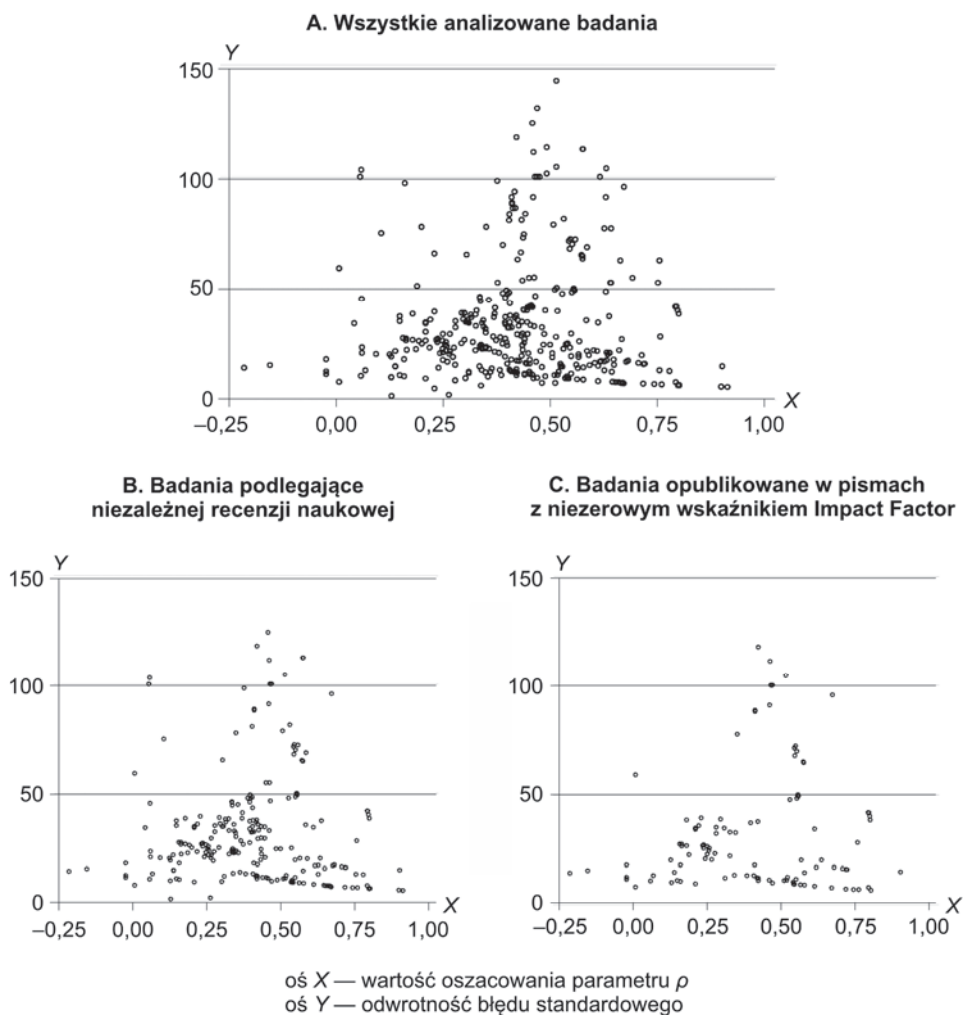
Na wyk. 2A uwzględniono wszystkie badania transakcyjnej rezerwy płynności włączone do metaanalizy. Symetryczny układ grafu oraz większe rozproszenie obserwacji u jego podstawy przy jednoczesnym skoncentrowaniu oszacowań o największej precyzji pozwalają wnioskować o braku efektu selekcji publikacji.

Efekt selekcji publikacji jest związany szczególnie z badaniami recenzowanymi, w przypadku których możliwy był wpływ preferencji co do wielkości oszacowań analizowanego parametru zarówno ze strony autorów, jak i recenzentów. Wykresy lejkowe dla badań, które podlegały niezależnej recenzji naukowej, oraz badań opublikowanych w pismach z niezerowym wskaźnikiem Impact Factor zaprezentowano na wyk. 2B i 2C. Oba grafy mają kształt odwróconego lejka i — tak jak w przypadku wykresu obejmującego wszystkie analizowane badania — nie ma podstaw do wnioskowania o występowaniu selekcji publikacji.

W celu potwierdzenia za pomocą metod statystycznych wniosków uzyskanych na podstawie graficznej analizy wykresów lejkowych oszacowano regresję opisaną wzorem (5) w trzech następujących wariantach: dla wszystkich badań włączonych do metaanalizy, wyłącznie dla badań podlegających niezależnej recenzji naukowej oraz dla badań opublikowanych w czasopiśmie z niezerowym wskaźnikiem Impact Factor. Wyniki zaprezentowano w tabl. 2.

Do estymacji, poza metodą najmniejszych kwadratów (MNK), użyto również modelu MEM (mixed-effects multilevel), który pozwala na uwzględnienie zróżnicowania oszacowań parametru ρ zarówno pomiędzy poszczególnymi badaniami, jak i w ramach jednego opracowania (Doucouliagos i Laroche, 2009). Zasadność takiego podejścia potwierdzono za pomocą testu LR dla wszystkich wersji estymacji.

WYKR. 2. WERYFIKACJA WYSTĘPOWANIA EFEKTU SELEKCJI PUBLIKACJI DLA BADAŃ DOTYCZĄCYCH TRANSAKCYJNEJ REZERWY PŁYNNOŚCI PRZEDSIĘBIORSTW



Źródło: jak przy wyk. 1.

**TABL. 2. WYNIKI TESTU NA WYSTĘPOWANIE EFEKTU SELEKCJI PUBLIKACJI
ORAZ TESTU NA WARTOŚĆ PRAWDZIWEGO EFEKTU**

Wyszczególnienie	MEM		MNK	
	współczynnik	statystyka testowa (p-value)	współczynnik	statystyka testowa (p-value)
Wszystkie analizowane badania				
1/se	0,449***	12,62 (0,000)	0,451***	18,13 (0,000)
Stała	-0,546	-0,43 (0,667)	-0,853	-1,14 (0,258)
Liczba obserwacji	x	379	x	379
Test LR	x	91,20 (0,000)	x	—
Badania podlegające niezależnej recenzji naukowej				
1/se	0,415***	14,39 (0,000)	0,425***	16,52 (0,000)
Stała	0,070	0,06 (0,955)	-0,843	-0,94 (0,354)
Liczba obserwacji	x	238	x	238
Test LR	x	51,44 (0,000)	x	—
Badania opublikowane w pismach z niezerowym wskaźnikiem Impact Factor				
1/se	0,482***	21,17 (0,000)	0,468***	11,26 (0,000)
Stała	-0,890	-0,58 (0,60)	-1,796	-1,37 (0,188)
Liczba obserwacji	x	119	x	119
Test LR	x	102,45 (0,000)	x	—

U w a g a. W błędach standardowych uwzględniono efekt klasteryzacji na poziomie poszczególnych badań.
 *** — statystyczna istotność parametrów na poziomie 1%. Test LR — test ilorazu wiarygodności porównujący model MEM z modelem regresji liniowej (odrzućenie hipotezy zerowej o braku zróżnicowania pomiędzy badaniami wskazuje na zasadność użycia modelu MEM). Wartość statystyki testowej w teście Q (test na występowanie zróżnicowania oszacowań parametru ρ) wynosi 16801,97 (liczba stopni swobody = 378, p -value = 0,000). Wartość statystyki I^2 (część zróżnicowania oszacowań parametru ρ , którą można przypisać jego rzeczywistej heterogeniczności) wynosi 97,8%.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

W żadnym przypadku nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że stała w modelu (5) jest równa 0 ($H_0: \beta_1 = 0$). Statystycznie istotne oszacowania parametru β_0 o zbliżonych wartościach wskazują na znaczącą dynamikę procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw. Testy statystyczne potwierdzają zatem rezultaty analizy graficznej wykresów lejkowych. Finalnie należy stwierdzić, że dla opracowań dotyczących dynamiki procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności nie występuje efekt selekcji publikacji⁷. Preferencje autorów i recenzentów dotyczące wielkości oszacowania parametru odzwierciedlającego szybkość dostosowań zasobów gotówkowych nie wpływają na publikowane rezultaty i wnioski ekonomiczne z badań.

Na podstawie testu Q należy odrzucić hipotezę o braku zróżnicowania oszacowań parametru ρ . Specyfikacja modelu (5) nie uwzględnia innych źródeł heterogeniczności procesu dostosowań zasobów gotówkowych przedsiębiorstw niż efekt selekcji publikacji i błąd losowy. Wartość statystyki I^2 wynosi jednak 97,8%, co oznacza, że błąd z próby wyjaśnia tylko nieco ponad 2% zróżnicowania oszacowań badanego parametru. Przy wniosku o niewystępowaniu efektu selekcji publikacji zasadna jest dalsza, bardziej szczegółowa analiza przyczyn heterogeniczności dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności.

Źródła heterogeniczności oszacowań parametru ρ

Oszacowania parametru ρ odzwierciedlającego szybkość dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności mogą być zróżnicowane pomiędzy badaniami ze względu na odmienne zbiory wykorzystywanych danych, różne metody estymacji i specyfikacji modeli, a także inne charakterystyki związane z publikacją. W celu zbadania heterogeniczności oszacowań parametru ρ do modelu (4) wprowadzono dodatkowo 33 zmienne (tabl. 1). Jednocześnie, ze względu na niewystępowanie efektu selekcji publikacji i statystyczną nieistotność błędów standardowych oszacowań (se_{ij}), zrezygnowano z wprowadzania ich do modelu, eliminując tym samym problem heteroskedastyczności. Równanie wykorzystane do badania heterogeniczności dynamiki procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności ostatecznie przyjmuje postać:

⁷ Wniosek o braku efektu selekcji publikacji w metaanalizach dotyczących badań ekonomicznych występuje sporadycznie, jednak podobne rezultaty w swoich analizach otrzymali np. Havranek i Irsova (2017) oraz Havranek, Herman i Irsova (2018).

$$\hat{\rho}_{ij} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{33} \alpha_k X_{k,ij} + u_{ij} \quad (6)$$

gdzie $X_{k,ij}$ reprezentuje k -tą zmienną objaśniającą dla j -tej regresji raportowanej w i -tej publikacji włączonej do metaanalizy.

Każda z wprowadzonych do modelu zmiennych może objaśniać heterogeniczność oszacowań parametru ρ , jednak włączenie wszystkich charakterystyk do regresji może spowodować zawyżenie błędów standardowych wywołane przez zmienne nieistotne. Z teorii nie wynika jednoznacznie, które zmienne powinny być uwzględnione w metaanalizie, a które mogą zostać wyłączone z modelowania. Zastosowanie popularnej w takich przypadkach metody „od ogółu do szczegółu” może skutkować wykluczeniem zmiennych, których interpretacja ekonomiczna jest istotna dla badanego zjawiska. Duża liczba możliwych regresorów powoduje zatem niepewność co do właściwego doboru specyfikacji i postaci funkcyjnej modelu, która może prowadzić do błędnego wnioskowania (Havranek, Rusnak i Sokolova, 2017). Do estymacji wykorzystano zatem metodę BMA (Bayesian Model Averaging), dla której określenie jednej konkretnej specyfikacji modelu nie jest wymagane.

W metodzie BMA szacuje się 2^k modeli (gdzie k to liczba potencjalnych zmiennych objaśniających) zawierających różne kombinacje regresorów. Modele te są następnie agregowane za pomocą metod bayesowskich. Oszacowanie każdego parametru (nazywane wartością oczekiwaną *a posteriori*⁸) jest średnią ważoną oszacowań współczynnika dla badanej zmiennej ze wszystkich wyestymowanych modeli, gdzie jako wagi przyjmuje się prawdopodobieństwo *a posteriori* wyboru danej specyfikacji modelu⁹. Prawdopodobieństwo *a posteriori* danego modelu odzwierciedla jakość jego dopasowania i jest wartością odpowiadającą kryteriom informacyjnym w statystyce częstościowej. Dla każdej zmiennej suma prawdopodobieństw *a posteriori* modeli, w których postaci funkcyjnej uwzględniono analizowany regresor, nazywana jest prawdopodobieństwem włączenia danej zmiennej do modelu¹⁰ (odpowiednik poziomu istotności w podejściu częstościowym). Daną zmienną w wynikach estymacji metodą BMA uznaje się za istotną, gdy prawdopodobieństwo włączenia jej do modelu przewyższa 50% (Kass i Raftery, 1995). Dodatkowo z rozkładu *a posteriori* oszacowań poszczególnych parametrów wyznaczane są odchylenia standardowe *a posteriori*, które są ekwiwalentami błędów standardowych

⁸ W literaturze anglojęzycznej określana terminem *posterior mean*.

⁹ Krótsza nazwa to prawdopodobieństwo *a posteriori* modelu, w literaturze anglojęzycznej określane terminem *posterior model probability*.

¹⁰ W literaturze anglojęzycznej określane terminem *posterior inclusion probability*.

w podejściu częstościowym. Dokładny opis metody BMA można znaleźć np. w pracy Feldkirchera i Zeugnera (2009).

W literaturze dotyczącej transakcyjnej rezerwy płynności autorzy wskazują na kluczowość doboru metody estymacji dla wielkości oszacowania parametru odzwierciedlającego szybkość dostosowań zasobów gotówkowych (np. Chang, Deng i Wang, 2016; Flannery i Hankins, 2013). Aby dokładnie i kompleksowo przeanalizować wpływ charakterystyk związanych z estymacją (zmienne — estymatory: *MNK*, *efektów stałych*, *efektów losowych*, *Arellano-Bonda* oraz *Blundella-Bonda*) na wartość oszacowania parametru ρ , zdecydowano, że zostaną one z góry włączone do każdego estymowanego modelu. Tym samym w metodzie BMA oszacowanych powinno być 2^{33-5} różnych regresji. Estymacja tak dużej liczby modeli jest jednak bardzo wymagająca obliczeniowo. Wykorzystano zatem algorytm MCMCMC (Markov Chain Monte Carlo Model Composition), pozwalający na otrzymanie dobrego przybliżenia wyników, szacując wyłącznie modele o najwyższym prawdopodobieństwie *a posteriori* (Feldkircher i Zeugner, 2009; Madigan, York i Allard, 1995).

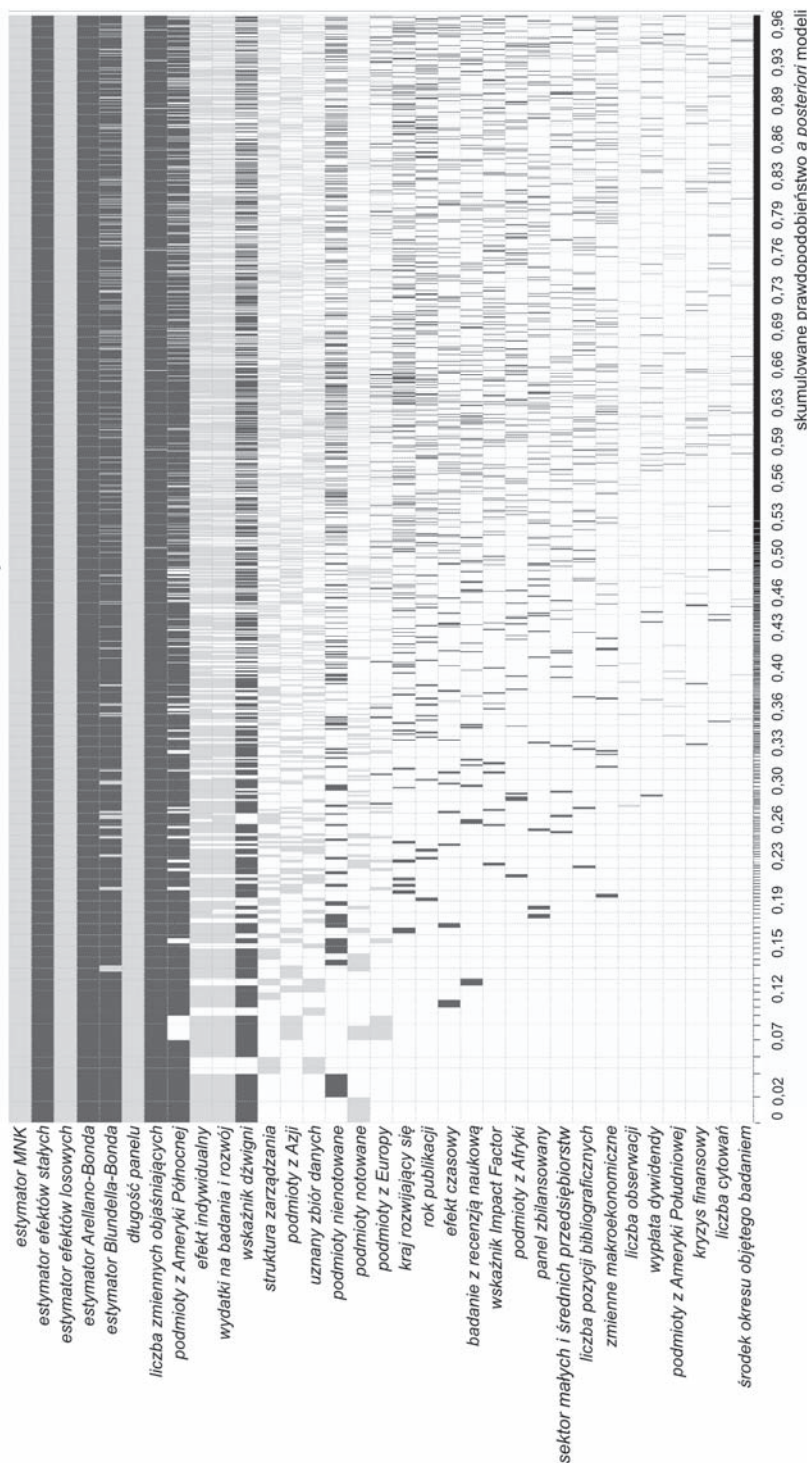
Przed wykorzystaniem danych w metodzie BMA konieczne jest przyjęcie założeń *a priori* dotyczących współczynników regresji (*g-prior*) oraz prawdopodobieństwa wyboru danej specyfikacji modelu. Wykorzystano jednostkowy *g-prior*¹¹, reprezentujący bardzo małą wiedzę *a priori*, tożsamą z ilością informacji dla jednej obserwacji w zbiorze danych, oraz jednostajny rozkład prawdopodobieństwa *a priori* wyboru konkretnego modelu (każda specyfikacja jest jednakowo prawdopodobna) jako połączenie, które najlepiej sprawdza się w badaniach empirycznych (Eicher, Papageorgiou i Raftery, 2011).

Na wyk. 3 zaprezentowano ilustrację wyników estymacji metodą BMA. Oprócz charakterystyk z góry wprowadzonych do każdego modelu zmiennymi najistotniejszymi dla wyjaśnienia zróżnicowania procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności okazały się: *długość panelu*, *liczba zmiennych objaśniających*, *podmioty z Ameryki Północnej*, *efekt indywidualny*, *wydatki na badania i rozwój* oraz *wskaźnik dźwigni*. Kierunek wpływu tych charakterystyk na szybkość dostosowań zasobów gotówkowych można uznać za stabilny niezależnie od zbioru innych zmiennych uwzględnionych w specyfikacjach modeli.

Wyniki estymacji metodą BMA przedstawiono w tabl. 3. Wartości prawdopodobieństw *a posteriori* włączenia zmiennych do modelu potwierdzają wnioski dotyczące zbioru zmiennych najlepiej objaśniających heterogeniczność szybkości dostosowań zasobów gotówkowych uzyskane wcześniej z analizy graficznej wyk. 3 (prawdopodobieństwo włączenia ich do modelu przewyższa 50%).

¹¹ W literaturze anglojęzycznej określany terminem *unit information g-prior*.

WYKR. 3. WYNIKI ESTYMACJI METODĄ BMA



U w a g a. Wiersze przedstawiają zmienne, uszeregowane malejąco według prawdopodobieństwa włączenia danej charakterystyki do modelu. Każda kolumna reprezentuje jeden model. Informacje dotyczą 10 000 najlepszych modeli (cechujących się najwyższymi prawdopodobieństwami *a posteriori*). Kolor komórki oznacza: ciemny — zależność ujemną, jasny — zależność dodatnią, biały — nieuwzględnienie danej charakterystyki w specyfikacji modelu.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI METODAMI BMA I MNK

Zmienne	BMA			MNK		
	wartość oczekiwana <i>a posteriori</i>	odchylenie standardowe <i>a posteriori</i>	prawdopodobieństwo włączenia zmiennej do modelu	współczynnik	błąd standardowy ^a	<i>p</i> -value
Charakterystyki związane z wykorzystanym zbiorem danych						
<i>Uznany zbiór danych</i>	0,027	0,043	0,337	—	—	—
<i>Liczba obserwacji</i>	0,000	0,000	0,036	—	—	—
<i>Panel zbilansowany</i>	-0,003	0,014	0,064	—	—	—
<i>Długość panelu</i>	0,004	0,001	1,000	0,004**	0,002	0,057
<i>Środek okresu objętego badaniem</i>	0,000	0,000	0,026	—	—	—
<i>Podmioty notowane</i>	0,010	0,021	0,241	—	—	—
<i>Podmioty nienotowane</i>	-0,032	0,062	0,263	—	—	—
<i>Sektor małych i średnich przedsiębiorstw</i>	-0,003	0,018	0,061	—	—	—
<i>Kraj rozwijający się</i>	-0,010	0,029	0,155	—	—	—
<i>Podmioty z: Azji</i>	0,033	0,053	0,358	—	—	—
<i>Europy</i>	0,009	0,032	0,177	—	—	—
<i>Ameryki Północnej</i>	-0,084	0,049	0,843	-0,090***	0,033	0,009
<i>Ameryki Południowej</i>	0,000	0,020	0,032	—	—	—
<i>Afryki</i>	-0,009	0,043	0,066	—	—	—
Charakterystyki związane z estymacją						
<i>Estymator: MNK</i>	0,045	0,042	1,000	0,033	0,085	0,697
<i>efektów stałych</i>	-0,170	0,083	1,000	-0,175*	0,114	0,132
<i>efektów losowych</i>	0,354	0,074	1,000	0,326***	0,093	0,001
<i>Arellano-Bonda</i>	-0,109	0,041	1,000	-0,119*	0,081	0,148
<i>Blundella-Bonda</i>	-0,019	0,042	1,000	-0,025	0,080	0,755
Charakterystyki związane ze specyfikacją modelu						
<i>Liczba zmiennych objaśniających</i>	-0,010	0,003	0,993	-0,008**	0,004	0,070
<i>Wskaźnik dźwigni</i>	-0,063	0,056	0,625	-0,104**	0,060	0,086
<i>Wypłata dywidendy</i>	0,000	0,006	0,032	—	—	—
<i>Wydatki na badania i rozwój</i>	0,070	0,048	0,756	0,095**	0,054	0,085
<i>Struktura zarządzania</i>	0,022	0,030	0,406	—	—	—
<i>Zmienne makroekonomiczne</i>	-0,003	0,015	0,056	—	—	—
<i>Kryzys finansowy</i>	0,000	0,015	0,028	—	—	—
<i>Efekt czasowy</i>	-0,003	0,011	0,095	—	—	—
<i>Efekt indywidualny</i>	0,059	0,038	0,791	0,076**	0,039	0,057
Charakterystyki związane z publikacją						
<i>Rok publikacji</i>	0,000	0,002	0,105	—	—	—
<i>Badanie podlegające recenzji naukowej</i>	-0,002	0,010	0,082	—	—	—
<i>Liczba cytowań</i>	0,000	0,000	0,026	—	—	—
<i>Liczba pozycji bibliograficznych</i>	0,000	0,000	0,058	—	—	—
<i>Wskaźnik Impact Factor</i>	-0,001	0,004	0,079	—	—	—
<i>Liczba obserwacji</i>	379	—	—	379	—	—
<i>Stała</i>	0,493	—	1,000	0,530***	0,104	0,000

a Dla estymacji MNK w błędach standardowych uwzględniono efekt klasteryzacji na poziomie poszczególnych badań.

U w a g a. ***, **, * — statystyczna istotność parametrów odpowiednio na poziomie: 1%, 10% oraz 15%.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

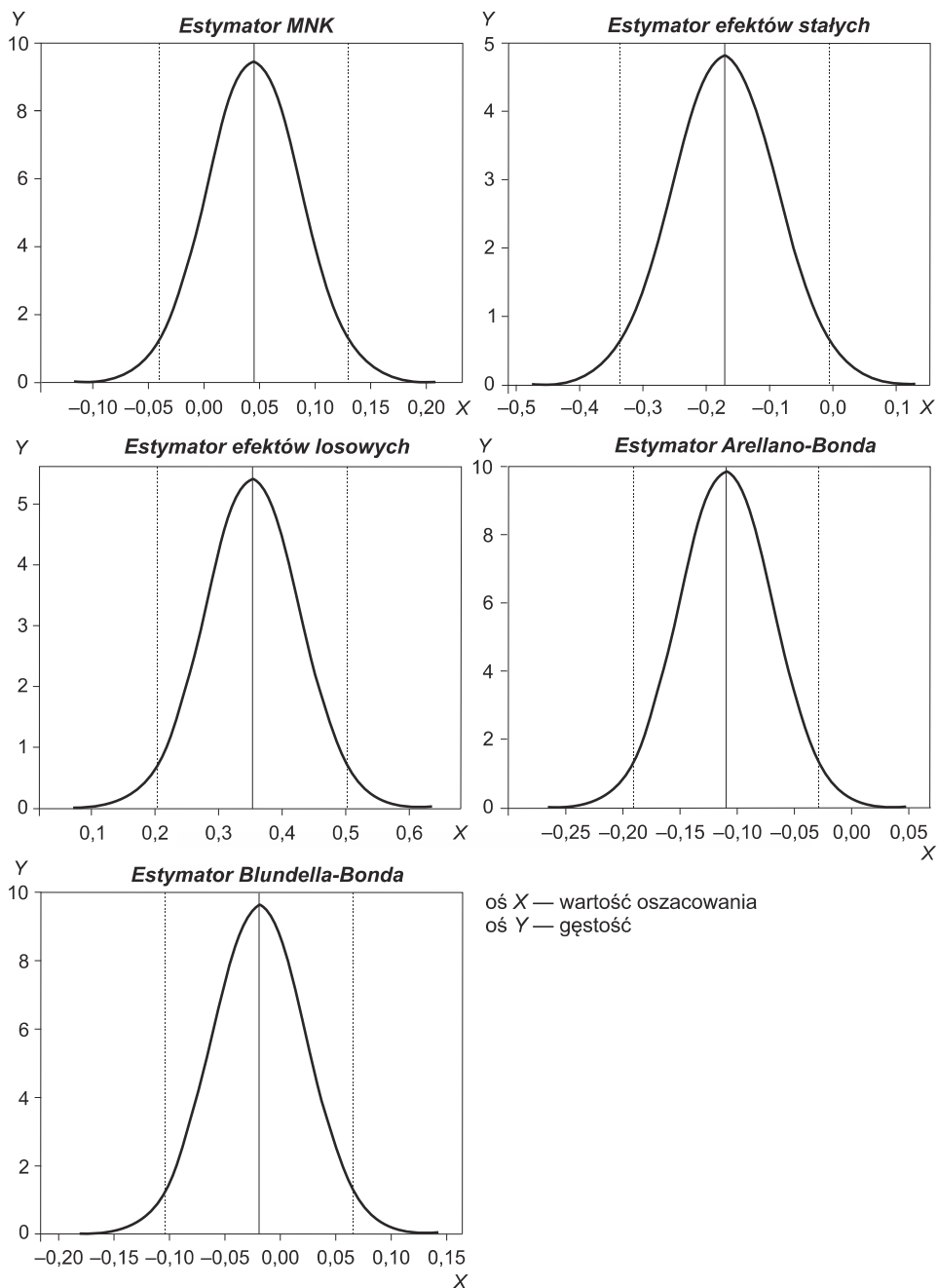
Otrzymane oszacowania świadczą o ujemnym wpływie długości panelu wykorzystanego do modelowania na szybkość dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności¹². Flannery i Hankins (2013) podkreślają, że im dłuższy okres zostaje objęty analizą, tym obciążenie oszacowań parametru ρ jest mniejsze. Dla estymatora *Arellano-Bonda*, stosowanego najczęściej, obciążenie to ma znak ujemny, co wyjaśnia otrzymaną zależność pomiędzy liczbą fal użytego w badaniu panelu a szybkością dostosowań najbardziej płynnych aktywów. W zakresie charakterystyk związanych ze zbiorem danych wykorzystanym w badaniu obserwowano również, że opracowania dotyczące podmiotów z Ameryki Północnej cechuje wyższa dynamika procesu dostosowań zasobów gotówkowych. Większość analiz w tej grupie odnosi się do przedsiębiorstw działających w Stanach Zjednoczonych, gdzie w ostatnim czasie obserwowane jest zjawisko nadpłynności (Bates, Kahle i Stulz, 2009), które może skutkować większą zmiennością poziomu utrzymywanych środków pieniężnych.

Prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia zmiennych do modelu dla charakterystyk związanych z estymacją nie podlega interpretacji, ponieważ jest zdeterminowane przez wprowadzanie ich z góry do każdego modelu. Z tego względu, jako komplementarny element wyników estymacji, na wyk. 4 przedstawiono rozkłady *a posteriori* oszacowań współczynników dla zmiennych z góry wprowadzonych do wszystkich modeli. Dla estymatora efektów stałych, estymatora efektów losowych oraz estymatora *Arellano-Bonda* wartość oczekiwana *a posteriori* jest oddalona od 0 o co najmniej dwa odchylenia standardowe *a posteriori*. Odpowiada to statystycznej istotności na poziomie 5% w podejściu częstościowym. Pozostałe dwie zmienne z góry wprowadzone do wszystkich modeli nie objaśniają w sposób istotny heterogeniczności procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności. Dobór metody estymacji determinuje wielkość ewentualnego obciążenia oszacowań parametru ρ (Flannery i Hankins, 2013; Zhou, Faff i Alpert, 2014), które może być wyższe również ze względu na ograniczony zbiór wartości badanego współczynnika ρ (Elsas i Florysiak, 2015). Wybrana do analiz metoda estymacji ma zatem kluczowe znaczenie dla wnioskowania w zakresie dynamiki procesu dostosowań zasobów gotówkowych.

Nieuwzględnienie w specyfikacji modelu wskaźnika dźwigni, który jest jedną z głównych determinant transakcyjnej rezerwy płynności (np. Opler, Pinkowitz, Stulz i Williamson, 1999; Ozkan i Ozkan, 2004), wpływa ujemnie na oszacowanie dynamiki badanego zjawiska. Ma to związek z problemem zmiennych pominiętych, powodującym obciążenie estymatora parametru ρ . Identyczny mechanizm dotyczy liczby regresorów wykorzystanych w modelowaniu. Im więcej możliwych do użycia w modelowaniu zmiennych zawartych jest w zbiorze danych, tym adekwatniej można wyspecyfikować postać modelu i z większą dokładnością oszacować parametr odzwierciedlający badane zjawisko. Pominięcie istotnych charakterystyk skutkuje zaniżeniem oszacowania szybkości dostosowań zasobów gotówkowych.

¹² Oszacowania w tabl. 3 prezentują wpływ poszczególnych charakterystyk na wartość oszacowania parametru ρ , która jest odwrotnie proporcjonalna do dynamiki procesu dostosowań zasobów gotówkowych.

WYKR. 4. ROZKŁADY A POSTERIORI OSZACOWAŃ WSPÓŁCZYNNIKA DLA ZMIENNYCH Z GÓRY WPROWADZONYCH DO MODELI



U w a g a. Pionowymi liniami przerywanymi zaznaczono przedział o szerokości czterech odchyłeń standardowych *a posteriori*, którego środkiem jest wartość oczekiwana *a posteriori*.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Badania, dla których w modelowaniu uwzględniono *wydatki na badania i rozwój*, najczęściej dotyczą przedsiębiorstw, które podejmują się inwestycji w tym obszarze. Są to działania długoterminowe, dla których dostosowania nakładów finansowych w związku ze zmieniającą się sytuacją podmiotu mogą być wyjątkowo kosztowne (Brown i Petersen, 2011). Przedsiębiorstwa rezygnują zazwyczaj z niepewnych źródeł pozyskiwania dodatkowych środków i wspomagają się wykorzystaniem transakcyjnej rezerwy płynności, spowalniając tym samym proces jej dostosowań.

Dla pozostałych zmiennych prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia ich do modelu jest mniejsze niż 50%, zatem nie mają one istotnego znaczenia dla wyjaśnienia zróżnicowania procesu dostosowań zasobów gotówkowych. W szczególności charakterystyki związane z samą publikacją okazały się statystycznie nieistotne, co jest spójne z wcześniejszym wnioskiem o braku efektu selekcji publikacji.

Jedną z głównych niedogodności związanych ze stosowaniem metody BMA stanowi potencjalny wpływ przyjętych założeń o rozkładach *a priori* na rezultaty analizy. W celu weryfikacji stabilności wyników skorzystano z podejścia częstościowego. Przy użyciu MNK oszacowano model obejmujący zmienne, dla których w rezultatach uzyskanych metodą BMA prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia ich do modelu przewyższało 50%. Przedstawione w tabl. 3 wyniki dla estymacji MNK świadczą o statystycznej istotności wszystkich zmiennych na poziomie 15%. Oszacowania otrzymane przy użyciu BMA i MNK mają spójne znaki, a ich wartości są zbliżone, co wskazuje na porównywalność otrzymanych rezultatów. Należy więc stwierdzić, że na identyfikowaną w badaniach heterogeniczność oszacowań parametru odzwierciedlającego dynamikę procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności wpływ mają charakterystyki wykorzystanych w analizie danych, specyfikacja modelu oraz zastosowana metoda estymacji.

PODSUMOWANIE

Celem artykułu było zweryfikowanie występowania efektu selekcji publikacji w opracowaniach dotyczących transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw oraz zbadanie źródeł heterogeniczności oszacowań parametru mówiącego o dynamice dostosowań zasobów gotówkowych.

Na podstawie analizy graficznej wykresów lejkowych oraz testów statystycznych na ich asymetrię wykazano, że w odniesieniu do badanego zagadnienia nie występuje efekt selekcji publikacji. Nie zidentyfikowano zatem preferencji autorów i recenzentów, które mogłyby wpływać na wybór analiz pod kątem oczekiwanych wartości oszacowań parametrów dotyczących szybkości dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności.

Przy użyciu metody BMA zidentyfikowano główne czynniki objaśniające heterogeniczność raportowaną w badaniach dynamiki dostosowań zasobów gotówkowych. Były to: długość panelu wykorzystanego w modelowaniu, liczba użytych zmiennych objaśniających oraz uwzględnienie w specyfikacji modelu wskaźnika dźwigni. Ponadto wykazano istotność doboru metody estymacji dla otrzymywanych przez badaczy wniosków. Nie ma więc podstaw do odrzucenia postawionej hipotezy, że w odniesieniu do dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw nie występuje efekt selekcji publikacji, a na zróżnicowanie oszacowań dotyczących badanego zjawiska wpływają charakterystyki związane z wykorzystanym w badaniu zbiorem danych, specyfikacją oraz estymacją modelu.

Otrzymane rezultaty mogą posłużyć jako źródło informacji dla naukowców przeprowadzających nowe badania w obszarze transakcyjnej rezerwy płynności. Dzięki porównaniu uzyskiwanych wyników dotyczących dynamiki dostosowań zasobów gotówkowych z wartościami dopasowanymi z modelu estymowanego metodą BMA możliwa jest ocena, czy otrzymywane oszacowania są zbieżne z rezultatami dotychczas uzyskiwanymi przez badaczy, co pozwala na identyfikację istotnych rozbieżności z wynikami analiz empirycznych zawartymi w literaturze przedmiotu. Może to wskazywać na konieczność wyjaśnienia różnic i zweryfikowania specyfikacji modelu oraz adekwatności doboru metody estymacji.

Jednocześnie przedstawione wyniki wyznaczają możliwe kierunki dalszych analiz procesu dostosowań zasobów gotówkowych. Zasadne jest zgłębienie tematyki odpowiedniego doboru regresorów do specyfikacji modelu objaśniającego poziom środków pieniężnych przedsiębiorstwa oraz wyboru adekwatnej metody estymacji uwzględniającej specyfikę danej analizy. Ponadto przedstawione w artykule podejście metodyczne do kompleksowego wyjaśnienia zróżnicowania badanego zjawiska we wcześniej opublikowanych opracowaniach może zostać zastosowane również w przypadku innych zagadnień ekonomicznych.

PUBLIKACJE NAUKOWE WYKORZYSTANE W METAANALIZIE

- Al-Amarneh, A. (2013). Why do Jordanian Firms Hold Cash? An Empirical Examination of the Industrial Companies Listed in ASE. *International Journal of Academic Research*, 5(1), 103—111.
- Al-Amarneh, A. (2015). Corporate Cash Holdings and Financial Crisis: Evidence from Jordan. *International Business Research*, 8(5), 212—222.
- Al-Najjar, B. (2015). The Effect of Governance Mechanisms on Small and Medium-Sized Enterprise Cash Holdings: Evidence from the United Kingdom. *Journal of Small Business Management*, 53(2), 303—320.
- Al-Najjar, B., Belghitar, Y. (2011). Corporate cash holdings and dividend payments: Evidence from simultaneous analysis. *Managerial and decision Economics*, 32(4), 231—241.

- Alles, L., Lian, Y., Xu, C. Y. (2012). *The determinants of target cash holdings and adjustment speeds: An empirical analysis of Chinese firms*. Pobrane z: <https://www.ssrn.com/abstract=1981818>.
- Álvarez, R., Sagner, A., Valdivia, C. (2012). Liquidity crises and corporate cash holdings in Chile. *The Developing Economies*, 50(4), 378—392.
- Anabestani, Z., Shourvarzi, M. R. (2014). Cash Holdings, Firm Value and Corporate Governance. *Asian Journal of Research in Banking and Finance*, 4(4), 128—143.
- Aoyagi, C., Ganelli, G. (2017). Unstash the Cash! Corporate Governance Reform in Japan. *Journal of Banking and Financial Economics*, 1(7), 51—69.
- Aslam, M. A., Ahmad, H. (2013). Cash Holdings in Pakistani Firm's. *International Journal of Management Sciences and Business Research*, 3(1), 55—63.
- Azar, J. A., Kagy, J. F., Schmalz, M. C. (2016). Can Changes in the Cost of Carry Explain the Dynamics of Corporate "Cash" Holdings? *Review of Financial Studies*, 29(8), 2194—2240.
- Bashir, M. M. S. (2014). Determinants of corporate cash holdings: panel data analysis: Pakistan. *International Journal of Current Research*, 6(2), 5316—5318.
- Bates, T. W., Chang, C. H., Chi, J. D. (2016). *Why has the value of cash increased over time?* Pobrane z: <https://ssrn.com/abstract=1975491>.
- Baum, C. F., Caglayan, M., Stephan, A., Talavera, O. (2008). Uncertainty determinants of corporate liquidity. *Economic Modelling*, 25(5), 833—849.
- Baum, C. F., Schäfer, D., Talavera, O. (2006). *The effects of industry-level uncertainty on cash holdings: the case of Germany*. Pobrane z: <https://pdfs.semanticscholar.org/7a24/3ae1af0cd0603202e99c8d0434a2967fd677.pdf>.
- Belghitar, Y., Clark, E. (2014). Convexity, magnification, and translation: the effect of managerial option-based compensation on corporate cash holdings. *Journal of Financial Research*, 37(2), 191—210.
- Brick, I. E., Liao, R. C. (2017). The joint determinants of cash holdings and debt maturity: the case for financial constraints. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 48(3), 597—641.
- Chang, L., Deng, K., Wang, X. (2016). The Dynamic Speed of Cash-Holding Adjustment in a Transition Economy: A New Approach and Evidence. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(2), 434—448.
- Chen, Y. R. (2008). Corporate governance and cash holdings: Listed new economy versus old economy firms. *Corporate Governance: An International Review*, 16(5), 430—442.
- Chen, Y. R., Chuang, W. T. (2009). Alignment or entrenchment? Corporate governance and cash holdings in growing firms. *Journal of Business Research*, 62(11), 1200—1206.
- Chen, K., Song, Z. M., Wang, Y. (2010). *Precautionary corporate liquidity*. Pobrane z: <https://www.ssrn.com/abstract=1554843>.
- Couderc, N. (2005). *Corporate cash holdings: financial determinants and corporate governance*. Pobrane z: http://efmaefm.org/0EFMSYMPOSIUM/2005/papers/09-Nicolas_Couderc_paper.pdf.
- Cruz, A. F. D. (2015). *Essays in cash holdings*. Pobrane z: <http://repositorio.unb.br/handle/10482/19705>.
- Dang, V. A., Kim, M., Shin, Y. (2015). In search of robust methods for dynamic panel data models in empirical corporate finance. *Journal of Banking & Finance*, 53, 84—98.
- Dittmar, A., Duchin, R. (2012). *Looking in the Rear View Mirror: The Effect of Managers' Professional Experience on Corporate Financial Policy*. Pobrane z: [https://www.lebow.drexel.edu/sites/default/files/event/Looking in the Rear View Mirror.pdf](https://www.lebow.drexel.edu/sites/default/files/event/Looking%20in%20the%20Rear%20View%20Mirror.pdf).

- Drobetz, W., Grüninger, M. C. (2006). *Corporate cash holdings: Evidence from a different institutional setting* (WWZ Discussion Paper, 2006/06). Pobrane z: https://www.unibas.ch/fileadmin/user_upload/WWZ_99_WWZ_Forum/Forschungsberichte/07_06.pdf.
- Drobetz, W., Grüninger, M. C. (2007). Corporate cash holdings: Evidence from Switzerland. *Financial Markets and Portfolio Management*, 21(3), 293—324.
- Farinah, L., Prego, P. (2014). *Cash holdings determinants in the Portuguese economy*. Pobrane z: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ar201401_e.pdf.
- Fischer, M. L., Marsh, T., Brown, T. A. (2014). Cash Holdings of S & P Firms Over the Past Decade. *Accounting and Finance Research*, 3(3), 143—150.
- Florackis, C., Sainani, S. (2017). *How Do Chief Financial Officers Affect Corporate Cash Policies?* Pobrane z: <https://www.ssrn.com/abstract=2932832>.
- García-Teruel, P. J., Martínez-Solano, P. (2008). On the determinants of SME cash holdings: Evidence from Spain. *Journal of Business Finance & Accounting*, 35(1—2), 127—149.
- García-Teruel, P. J., Martínez-Solano, P., Sánchez-Ballesta, J. P. (2009). Accruals quality and corporate cash holdings. *Accounting & Finance*, 49(1), 95—115.
- Gomes, M. D. S. (2012). *The financial determinants of corporate cash holdings: evidence from growing firms*. Pobrane z: <https://ubibliorum.ubi.pt/bitstream/10400.6/2923/1/Tese%20Mar%C3%ADia.pdf>.
- Graham, J. R., Leary, M. T. (2017). *The evolution of corporate cash*. Pobrane z: <http://www.nber.org/papers/w23767>.
- Guariglia, A., Yang, J. (2016). Adjustment behavior of corporate cash holdings: the China experience. *The European Journal of Finance*, 1—29.
- Guizani, M. (2017). The Financial Determinants of Corporate Cash Holdings in an Oil Rich Country: Evidence from Kingdom of Saudi Arabia. *Borsa Istanbul Review*, 17(3), 133—143.
- Guney, Y., Ozkan, A., Ozkan, N. (2003). *Additional international evidence on corporate cash holdings*. Pobrane z: <https://papers.ssrn.com/abstract=406721>.
- Kim, S., Seo, J. Y., Sohn, P. (2011). SMEs' capital structure behavior on cash holdings to Korean financial crisis: The evidence from emerging market. *African Journal of Business Management*, 5(34), 13095—13115.
- Kuan, T. H., Li, C. S., Chu, S. H. (2011). Cash holdings and corporate governance in family-controlled firms. *Journal of Business Research*, 64(7), 757—764.
- Lew, S. H., Lim, S. P. (2013). *Cash Holding Levels and Partial Adjustments-Evidence from Three Asian Countries*. Pobrane z: <https://papers.ssrn.com/abstract=2359103>.
- Lian, Y., Xu, Y., Zhou, K. (2012). How and why do firms adjust their cash holdings toward targets? Evidence from China. *Frontiers of Business Research in China*, 6(4), 527—560.
- Liu, C. (2016). *Earnings Transparency and Corporate Cash Holdings*. Pobrane z: <https://ssrn.com/abstract=2824898>.
- Liu, Q., Luo, T., Tian, G. G. (2015). Family control and corporate cash holdings: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 31, 220—245.
- Lozano, M. B., Durán, R. F. (2017). Family control and adjustment to the optimal level of cash holding. *The European Journal of Finance*, 23(3), 266—295.
- Mokhtari, B., Kangarlouei, S. J., Motavassel, M. (2012). The Investigation of the Relationship between Accruals Quality and Corporate Cash Holdings in Firms Listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Management Research*, 4(3), 120—132.
- Nadia, B. (2016). The Financial Determinants of Corporate Cash Holdings: An Empirical Examination of Tunisians Listed Firms. *International Journal of Economics and Financial Research*, 2(3), 55—64.

- Nenu, E. A., Vintilă, G. (2017). An Analysis Regarding Cash Holdings. Empirical Study on the Bucharest Stock Exchange Listed Firms. *Scientific Annals of Economics and Business*, 64(3), 289—306.
- Ogundipe, S. E., Salawu, R. O., Ogundipe, L. O. (2012). The determinants of corporate cash holdings in Nigeria: Evidence from general method of moments (GMM). *World Academy of Science, Engineering and Technology*, 61, 978—984.
- Orlova, S. V., Rao, R. P. (2013). *Cash Holdings Speed of Adjustment*. Pobrane z: <http://iranarze.ir/wp-content/uploads/2018/04/E6730-IranArze.pdf>.
- Ozkan, A., Ozkan, N. (2004). Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking & Finance*, 28(9), 2103—2134.
- Račić, Ž., Stanišić, N. (2017). Analysis of the Determinants of Corporate Cash Holdings: Examples from Companies in Serbia. *The European Journal of Applied Economics*, 14(1), 13—23.
- Rehman, A., Wang, M. (2015). Corporate cash holdings and adjustment behaviour in Chinese firms: An empirical analysis using generalized method of moments. *Australasian Accounting Business & Finance Journal*, 9(4), 20—37.
- Shah, A. (2011). The corporate cash holdings: Determinants and implications. *African Journal of Business Management*, 5(34), 12939—12950.
- Sharma, D. R. (2015). Cash Management in Nepalese Manufacturing Enterprises. *Journal of Development and Administrative Studies*, 22(1—2), 1—14.
- Ullah, S., Kamal, Y. (2017). Board characteristics, political connections, and corporate cash holdings: the role of firm size and political regime. *Business & Economic Review*, 9(1), 157—179.
- Uyar, A., Kuzey, C. (2014). Determinants of corporate cash holdings: evidence from the emerging market of Turkey. *Applied Economics*, 46(9), 1035—1048.
- Venkiteshwaran, V. (2011). Partial adjustment toward optimal cash holding levels. *Review of Financial Economics*, 20(3), 113—121.
- Vo, X. V. (2017). Foreign Ownership and Corporate Cash Holdings in Emerging Markets. *International Review of Finance*, 18(2), 297—303.
- Wenyao, L. (2010). *The Determinants of Cash Holdings: Evidence from Chinese Listed Companies*. Pobrane z: <https://www.ssrn.com/abstract=1573096>.

BIBLIOGRAFIA

- Al-Amarneh, A. (2015). Corporate Cash Holdings and Financial Crisis: Evidence from Jordan. *International Business Research*, 8(5), 212—222.
- Almeida, H., Campello, M., Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777—1804.
- Ang, J., Smedema, A. (2011). Financial flexibility: Do firms prepare for recession? *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 774—787.
- Bates, T. W., Chang, C. H., Chi, J. D. (2018). Why has the value of cash increased over time? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(2), 749—787.
- Bates, T. W., Kahle, K. M., Stulz, R. M. (2009). Why do US firms hold so much more cash than they used to? *The Journal of Finance*, 64(5), 1985—2021.
- Brown, J. R., Petersen, B. C. (2011). Cash holdings and R & D smoothing. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 694—709.
- Chang, L., Deng, K., Wang, X. (2016). The dynamic speed of cash-holding adjustment in a transition economy: A new approach and evidence. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(2), 434—448.

- Chen, N., Yo, S. (2012). Government deficits and corporate liquidity. *Asian Economic and Financial Review*, 2(1), 59—75.
- Couderc, N. (2006). Corporate Cash Holdings: Financial Determinants and Corporate Governance, *Revue Economique*, 57, 485—496.
- Demena, B. A., van Bergeijk, P. A. (2017). A meta-analysis of FDI and productivity spillovers in developing countries. *Journal of Economic Surveys*, 31(2), 546—571.
- Denis, D. J. (2011). Financial flexibility and corporate liquidity. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 667—674.
- Dimos, C., Pugh, G. (2016). The effectiveness of R & D subsidies: A meta-regression analysis of the evaluation literature. *Research Policy*, 45(4), 797—815.
- Doucouliaqos, H., Laroche, P. (2009). Unions and Profits: A Meta-Regression Analysis. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 48(1), 146—184.
- Doucouliaqos, C., Stanley, T. D. (2013). Are all economic facts greatly exaggerated? Theory competition and selectivity. *Journal of Economic Surveys*, 27(2), 316—339.
- Eicher, T. S., Papageorgiou, C., Raftery, A. E. (2011). Default priors and predictive performance in Bayesian model averaging, with application to growth determinants. *Journal of Applied Econometrics*, 26(1), 30—55.
- Elsas, R., Florysiak, D. (2015). Dynamic capital structure adjustment and the impact of fractional dependent variables. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(5), 1105—1133.
- Feldkircher, M., Zeugner, S. (2009). *Benchmark priors revisited: on adaptive shrinkage and the supermodel effect in Bayesian model averaging* (IMF Working Papers 09/202). Pobrane z: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Benchmark-Priors-Revisited-On-Adaptive-Shrinkage-and-the-Supermodel-Effect-in-Bayesian-Model-23292>.
- Ferreira, M. A., Vilela, A. S. (2004). Why do firms hold cash? Evidence from EMU countries. *European Financial Management*, 10(2), 295—319.
- Fidler, S. (2012). *Firms' Cash Hoarding Stunts Europe*. Pobrane z: <https://www.wsj.com/articles/SB10001424052702304724404577297610717362138>.
- Flannery, M. J., Hankins, K. W. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 19, 1—19.
- Gao, H., Harford, J., Li, K. (2013). Determinants of corporate cash policy: Insights from private firms. *Journal of Financial Economics*, 109(3), 623—639.
- Hadi, A. S. (1994). A modification of a method for the detection of outliers in multivariate samples. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 56(2), 393—396.
- Havranek, T., Herman, D., Irsova, Z. (2018). Does Daylight Saving Save Electricity? A Meta-Analysis. *Energy Journal*, 39(2), 35—61.
- Havranek, T., Irsova, Z. (2017). Do borders really slash trade? A meta-analysis. *IMF Economic Review*, 65(2), 365—396.
- Havranek, T., Rusnak, M., Sokolova, A. (2017). Habit formation in consumption: A meta-analysis. *European Economic Review*, 95, 142—167.
- Kass, R. E., Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773—795.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. New York: Harcourt Brace and World.
- Lian, Y., Sepehri, M., Foley, M. (2011). Corporate cash holdings and financial crisis: an empirical study of Chinese companies. *Eurasian Business Review*, 1(2), 112—124.

- Madigan, D., York, J., Allard, D. (1995). Bayesian graphical models for discrete data. *International Statistical Review*, 63(2), 215—232.
- Michalski, G. (2013). *Płynność finansowa w małych i średnich przedsiębiorstwach*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Monga, V., Mattioli, D., Chasan, E. (2011). In *Carnage, Cash Comforts*. Pobrane z: <https://www.wsj.com/articles/SB10001424053111904006104576500690012110476>.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3—46.
- Orlova, S. V., Rao, R. P. (2018). Cash holdings speed of adjustment. *International Review of Economics & Finance*, 54, 1—14.
- Orlova, S. V., Sun, L. (2018). Institutional determinants of cash holdings speed of adjustment. *Global Finance Journal*, 37, 123—137.
- Ozkan, A., Ozkan, N. (2004). Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking & Finance*, 28(9), 2103—2134.
- Stanley, T. D. (2005). Beyond publication bias. *Journal of economic surveys*, 19(3), 309—345.
- Stanley, T. D. (2008). Meta-regression methods for detecting and estimating empirical effects in the presence of publication selection. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(1), 103—127.
- Stanley, T. D., Doucouliagos, H. (2010). Picture this: a simple graph that reveals much ado about research. *Journal of Economic Surveys*, 24(1), 170—191.
- Stanley, T. D., Doucouliagos, H. (2012). *Meta-regression analysis in economics and business*. New York: Routledge.
- Stanley, T. D., Doucouliagos, H., Giles, M., Heckemeyer, J. H., Johnston, R. J., Laroche, P., Rosenberger, R. S. (2013). Meta-analysis of economics research reporting guidelines. *Journal of Economic Surveys*, 27(2), 390—394.
- Wang, Y., Ji, Y., Chen, X., Song, C. (2014). Inflation, operating cycle, and cash holdings. *China Journal of Accounting Research*, 7(4), 263—276.
- Zhou, Q., Faff, R., Alpert, K. (2014). Bias correction in the estimation of dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 25, 494—513.

Olimpiada Statystyczna

Jak mawiał Galileusz, „nagromadzenie danych to nie jest jeszcze nauka”, dlatego ważne jest, aby wiedzieć, jaką informację niosą ze sobą dane statystyczne, gdzie można je znaleźć, jak należy je interpretować i analizować oraz w jaki sposób formułować wnioski na ich podstawie. Są to główne cele edukacji statystycznej, która może przybierać wiele form, a jedną z najważniejszych jest Olimpiada Statystyczna.

Główny Urząd Statystyczny (GUS) wraz z Polskim Towarzystwem Statystycznym (PTS) organizują Olimpiadę Statystyczną od 2016 r. Nadzór organizacyjny i merytoryczny nad całością prac związanych z przebiegiem wydarzenia sprawuje Komitet Główny. W trzeciej edycji Olimpiady (rok szkolny 2008/19) w jego skład weszli: dr Dominik Rozkrut, prezes GUS — przewodniczący, prof. dr hab. Grażyna Trzpiot — zastępca przewodniczącego, dr hab. Grzegorz Kończak, prof. Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, dr Bożena Łazowska, dyrektor Centralnej Biblioteki Statystycznej, dr hab. Agnieszka Piotrowska-Piątek i Emilia Andrzejczak — sekretarz. Za przygotowanie pytań w trzeciej edycji odpowiadał Komitet Programowy w składzie: dr hab. Jacek Białek — przewodniczący, dr Artur Mikulec, dr Adrianna Mastalerz-Kodzis, dr Magdalena Mojsiewicz i dr hab. Andrzej Młodak.

Olimpiada Statystyczna skierowana jest do uczniów szkół ponadgimnazjalnych oraz ponadpodstawowych i ma charakter interdyscyplinarny — opiera się na wiedzy z różnych przedmiotów szkolnych, m.in.: matematyki, geografii, informatyki, statystyki, ekonomii i przedsiębiorczości. Jej głównym celem jest upowszechnianie wiedzy z zakresu statystyki w obszarze analiz społeczno-gospodarczych i rozwijanie umiejętności korzystania z różnych źródeł i narzędzi analizy statystycznej. Pomaga doskonalić umiejętności, rozwijać zainteresowania i realizować marzenia uczestników. Ponadto wspiera laureatów w drodze do kolejnego szczebla edukacji — studiów wyższych na wybranych kierunkach renomowanych uczelni — dzięki „złotym indeksom”. Obecnie oferują je następujące uczelnie:

- Akademia Leona Koźmińskiego w Warszawie,
- Collegium Civitas,
- Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Skierniewicach,
- Politechnika Białostocka,
- Politechnika Krakowska,
- Politechnika Świętokrzyska,
- Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach,
- Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie,
- Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu,
- Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu,

- Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu,
- Uniwersytet Kazimierza Wielkiego w Bydgoszczy,
- Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie,
- Uniwersytet Medyczny w Białymstoku,
- Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu,
- Uniwersytet Opolski,
- Uniwersytet Szczeciński,
- Uniwersytet w Białymstoku,
- Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie,
- Uniwersytet Warszawski,
- Uniwersytet Zielonogórski.

Od pierwszej edycji Olimpiada jest wspierana przez Narodowy Bank Polski (NBP) w ramach programu edukacji ekonomicznej i objęta patronatem honorowym Ministra Edukacji Narodowej, a także patronatem marszałków województw, wojewodów, kuratorów oświaty, jak również posłów do Parlamentu Europejskiego.

Rywalizacja odbywa się w trzech etapach — szkolnym, okręgowym i centralnym. Etap szkolny polega na rozwiązaniu przez uczestników testu online przy użyciu aplikacji przygotowanej przez Centrum Informatyki Statystycznej. O ustalonej godzinie we wszystkich zgłoszonych szkołach uczniowie, pod nadzorem komisji szkolnej, przystępują do rozwiązania testu składającego się z 29 pytań. Po trzy osoby z każdej placówki, które uzyskały najlepsze wyniki (i otrzymały co najmniej 50% punktów możliwych do zdobycia), kwalifikują się do etapu okręgowego, organizowanego przez komitety okręgowe w każdym mieście wojewódzkim. Jest to doskonała okazja do współpracy wszystkich jednostek statystyki publicznej w tym przedsięwzięciu edukacyjnym, jak również do nawiązania współpracy z uczelniami, gdyż testy odbywają się zazwyczaj w salach uczelni partnerskich. Na tym etapie uczestnicy mają 90 minut na rozwiązanie dwóch testów i wykazanie się dogłębną wiedzą z zakresu statystyki i dziedzin pokrewnych. Najlepsi — w trzeciej edycji Olimpiady po trzy osoby z okręgu, które uzyskały najwięcej punktów z obu testów, i dodatkowo 28 osób z najwyższymi wynikami ze wszystkich okręgów, które uzyskały co najmniej 50% punktów możliwych do zdobycia — przechodzą do etapu centralnego. Podczas niego wypełniają test online, który pozwala wykazać się wiedzą i umiejętnościami wykraczającymi poza podstawę programową dla szkół ponadgimnazjalnych. Do ścisłego finału kwalifikuje się najlepsza trzydziestka zawodników, która mierzy się z trzema zadaniami problemowymi. Dziesięciu najlepszych uczestników otrzymuje status laureata, a zdobywcy trzech najwyższych miejsc — wartościowe nagrody.

Olimpiada Statystyczna cieszy się dużą popularnością wśród młodzieży. Do tej pory (w trzech edycjach) uczestniczyło w niej ok. 8,5 tys. uczniów. W I edycji w roku szkolnym 2016/17 wzięło udział blisko 2,5 tys. uczniów z 290 szkół z całej Polski. Najlepsi okazali się Paulina Orłowicz (I miejsce) i Mateusz Rasmus (II miejsce) z IV Liceum Ogólnokształcącego im. Tadeusza Kościuszki

w Toruniu oraz Michał Mglej z Technikum w Zespole Szkół im. Wincentego Witosa w Suchoj Beskidzkiej (III miejsce).

Do II edycji Olimpiady Statystycznej, która odbyła się w roku szkolnym 2017/18, zgłosiło się blisko 3 tys. uczniów z 335 szkół. Na podium stanęli: Jakub Reniec z VI Liceum Ogólnokształcącego im. Jana i Jędrzeja Śniadeckich w Bydgoszczy (I miejsce), Natan Barwiński z VI Liceum Ogólnokształcącego im. J. Słowackiego w Kielcach (II miejsce) i Michał Mglej z Technikum w Zespole Szkół im. Wincentego Witosa w Suchoj Beskidzkiej (III miejsce).

Jesienią 2018 r. ruszyła III edycja Olimpiady Statystycznej, w której uczestniczyło 3009 uczniów z 325 szkół ponadgimnazjalnych. Podczas finału, który odbył się 13 marca 2019 r. w siedzibie GUS w Warszawie, 30 najlepszych uczestników przystąpiło do 45-minutowego testu, składającego się z trzech pytań problemowych. W trakcie sprawdzania prac przez komisje egzaminacyjne uczniowie zapoznali się ze zbiorami Centralnej Biblioteki Statystycznej i wysłuchali wykładu pt. „Wykorzystanie danych administracyjnych, przestrzennych i satelitarnych oraz implementacji nowych technologii w statystyce”, przeprowadzonego przez Tomasza Milewskiego z Departamentu Rolnictwa GUS.

Na gali finałowej obecni byli przedstawiciele organizatorów Olimpiady: dr Dominik Rozkrut, prof. dr hab. Czesław Domański, prezes PTS, oraz Ewa Waszkiewicz, dyrektor Oddziału Okręgowego NBP w Warszawie.

Pierwsze miejsce i nagrodę główną w wysokości 5000 zł zdobył Piotr Tyburski z Liceum Akademickiego w Zespole Szkół Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, a do jego szkoły trafiła nagroda w wysokości 2000 zł. Na drugim miejscu uplasował się Michał Mglej z Technikum w Zespole Szkół im. Wincentego Witosa w Suchoj Beskidzkiej, który otrzymał nagrodę w wysokości 4500 zł, a jego szkoła — nagrodę o wartości 1000 zł. Trzecie miejsce, 4000 zł i nagrodę w wysokości 600 zł dla swojej szkoły wywalczył Patryk Chmielecki z Technikum w Zespole Szkół Ekonomicznych im. ks. Janusza St. Pasierba w Tczewie.

Olimpiada Statystyczna to duże przedsięwzięcie, wymagające znacznego nakładu pracy zarówno organizatorów, jak i uczestników oraz nauczycieli przygotowujących ich do sprostania temu wyzwaniu. Jest to jednak wysiłek, który daje ogromną satysfakcję, a przede wszystkim — bezcenną wiedzę.

Marta Jankowska, Izabella Gawarecka (Główny Urząd Statystyczny)

Wydawnictwa GUS. Kwiecień 2019



Z kwietniowej oferty wydawniczej warto zwrócić uwagę na publikację jednorazową ***Praca a obowiązki rodzinne w 2018 r.***, poświęconą możliwościom i sposobom łączenia pracy zawodowej z obowiązkami związanymi z opieką nad dziećmi oraz innymi członkami rodziny wymagającymi pomocy ze względu na stan zdrowia lub podeszły wiek. Opracowanie, o charakterze tabelarycznym, opiera się na uogólnionych wynikach badania modułowego o tym samym tytule przeprowadzonego w II kwartale 2018 r. łącznie z Badaniem Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL).

Publikacja dostarcza informacji na temat powiązań życia rodzinnego i zawodowego, w szczególności korzystania oraz przyczyn niekorzystania z usług opiekuńczych dla dzieci poniżej 15 lat, wpływu sytuacji rodzinnej na sytuację zawodową osób, a także subiektywnej oceny trudności w łączeniu pracy zawodowej z obowiązkami opiekuńczymi. Szczegółowa charakterystyka osób łączących pracę zawodową z obowiązkami rodzinnymi obejmuje cechy społeczno-demograficzne (płeć, wiek, wykształcenie) oraz miejsce zamieszkania (miasto/wieś). W uwagach metodologicznych opisano koncepcję badania, a także wyjaśniono założone cele i przyjęte definicje. Ze względu na nieco odmienny zakres informacyjny poprzedniego badania dotyczącego omawianej tematyki zapewniono tylko częściową porównywalność wyników.

Publikacja została wydana po polsku (dodatkowo przedmowa, spis treści oraz synteza w tłumaczeniu na język angielski); dostępna jest także na stronie internetowej GUS.

W kwietniu br. ukazały się ponadto:

- *Aktywność ekonomiczna ludności Polski IV kwartał 2018 r.*,
- „Biuletyn Statystyczny” nr 2/2019,
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — luty 2019 r.*,
- *Działalność podmiotów posiadających jednostki zagraniczne w 2017 r.*,
- *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw Nr 4/2018*,
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000—2019 (kwiecień 2019)*,
- *Ludność. Stan i struktura oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2018 r. Stan w dniu 31 XII*,
- *Nakłady i wyniki przemysłu w 2018 r.*,
- *Poland Quarterly Statistics No. 4/2018*,

- *Produkcja i handel zagraniczny produktami rolnymi w 2017 r.*,
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w marcu 2019 r.*,
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w I kwartale 2019 r.*,
- „Wiadomości Statystyczne” nr 4/2019,
- *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2018 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 artykułu 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 Statystyczne. The Polish Statistician” w zakładce *Recenzowanie artykułów*.

- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zalecane 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.
- Kontrola 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 nie rzetelności 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 nieuczciwie 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 przeprosin. 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: **redakcja.ws@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).
- Razem z artykułem należy przesłać skan oświadczenia o oryginalności pracy, niezłożeniu jej w innym wydawnictwie i zgodzie na przeniesienie autorskich praw majątkowych, zawierającego też numer ORCID i dane kontaktowe autora oraz afiliację zgłaszanego artykułu.
- **Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu przez autora warunku przesłania oświadczenia.**
- Pytania dotyczące przesyłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji pod adresem: **redakcja.ws@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 — wyk.
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
działów „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician”
Thematic scope
of 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 przeglądowe i porównawcze oraz dotyczące etyki w statystyce. Poruszane w nich zagadnienia obejmują różne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii. Omawiane 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 zawiera artykuły poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; zamieszczane tu prace opierają się w szczególności na danych pochodzących z zasobów statystyki publicznej. Zastosowania w praktyce obejmują również wykorzystanie narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wynikowych, ich prezentacji i rozpowszechniania. Może to też dotyczyć opracowań stosujących nowoczesne techniki programistyczne pozwalające na efektywną komunikację z systemami informacyjnymi oraz ułatwiające wykorzystanie danych wynikowych. Publikowane 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 rozwiązań w tym zakresie.

STUDIA INTERDYSCYPLINARNE. WYZWANIA BADAWCZE

To blok tematyczny zawierający artykuły wskazujące i podejmujące wyzwania badawcze, które są szczególnie istotne ze względu na rosnące potrzeby współczesnych użytkowników danych statystycznych i wymagają zaangażowania znacznych nakładów pracy, środków oraz rozwiązań z różnych dziedzin nauki i techniki. W dziale tym publikowane są również opracowania dotyczące: wykorzystania technologii informacyjnych i komunikacyjnych (ICT), gospodarki opartej na wiedzy, problematyki innowacyjności, przepływu informacji we współczesnym społeczeństwie oraz przetwarzania i analizy zagadnień związanych z data science i big data, a zatem problematyki bardzo często związanej z działaniami interdyscyplinarnymi.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

W tym dziale zamieszczane są artykuły dotyczące 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 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.

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. RECENZJE. DYSKUSJE

Jedyny dział zawierający teksty nierecenzowane i niemające charakteru artykułów naukowych. Obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach dotyczących statystyki polskiej i międzynarodowej, a także sprawozdania z konferencji naukowych, recenzje książek i opracowań z zakresu statystyki i jej zastosowań, jak również rekomendacje nowych, istotnych i ciekawych pozycji wydawniczych dotyczących tego obszaru wiedzy, odpowiedzi autorów na recenzje oraz polemiki, dyskusje i sprostowania dotyczące artykułów zamieszczonych na łamach czasopisma.