

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

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

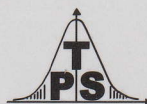
WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXII
WARSZAWA
LUTY 2017

Nr **2** (669)



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXII
WARSZAWA
LUTY 2017

Nr **2** (669)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

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

Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608 32 25

<http://stat.gov.pl/czasopisma/wiadomosci-statystyczne>

Alina Świdarska (a.swiderska@stat.gov.pl)

Elżbieta Grabowska (e.grabowska@stat.gov.pl)

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel. 22 608 31 45.

Informacje w sprawach nabywania czasopism tel. 22 608 32 10, 22 608 38 10.

Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny), Ewa Krawczyńska (skład i łamanie),

Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczycy, mgr Halina Sztrantowicz (wykresy).

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

Zamówienia na prenumeratę w wersji papierowej i na e-wydania można składać bezpośrednio na stronie www.prenumerata.ruch.com.pl.

Ewentualne pytania prosimy kierować na adres e-mail: prenumerata@ruch.com.pl lub kontaktując się z Centrum Obsługi Klienta „RUCH” pod numerami: 22 693 70 00 lub 801 800 803 — czynne w dni robocze w godzinach 7⁰⁰—17⁰⁰.

Koszt połączenia według taryfy operatora.

SPIS TREŚCI**STUDIA METODOLOGICZNE**

<i>Paulina Ziemińska</i> — Znaczenie rewizji danych w procesie modelowania	5
--	----------

STATYSTYKA W PRAKTYCE

<i>Dariusz Kotlewski</i> — Dekompozycje wartości dodanej brutto na wkłady wynagrodzeń czynników praca i kapitał	31
<i>Mariusz Malinowski</i> — Przestrzenne zróżnicowanie poziomu życia ludności w ujęciu powiatów	52
<i>Katarzyna Filipowicz</i> — Wpływ krajowych i zagranicznych efektów grawitacyjnych na zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski	72
<i>Paweł Lańduch</i> — Pomiar statusu osób na rynku pracy w Narodowym Spisie Powszechnym Ludności i Mieszkań 2011	98

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — styczeń 2017 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	112
Informacje dla Autorów	114

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Paulina Ziemińska</i> — The importance of data revision in the modeling process	5
--	---

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Dariusz Kotlewski</i> — Decompositions of gross value added into contributions of labour and capital compensations	31
<i>Mariusz Malinowski</i> — Spatial diversity in the living standards of the population by powiats of Eastern and North-Eastern Poland	52
<i>Katarzyna Filipowicz</i> — The impact of domestic and foreign gravity effects on the diversity of economic development of Poland	72
<i>Paweł Łańduch</i> — Measurement of the labour market status in the National Population and Housing Census 2011	98

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of the CSO of Poland in January 2017 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	112
Information for the Authors	114

STUDIA METODOLOGICZNE

Paulina ZIEMBIŃSKA

Znaczenie rewizji danych w procesie modelowania¹

Streszczenie. *Artykuł ma na celu przedstawienie i wstępną analizę nowego — skonstruowanego na podstawie biuletynów statystycznych GUS — zbioru danych w czasie rzeczywistym (real-time data) dla polskiej gospodarki, obejmującego zmienne makroekonomiczne. Zbiór ten umożliwi odpowiedzi na pytania dotyczące procesu rewizji, który wpływa nie tylko na spójność danych, ale także na statystyczne własności modeli ekonometrycznych i oparte na nich wnioskowanie. W szczególności omówiono i wyodrębniono rewizje metodologiczne, co umożliwia ich analizę statystyczną oraz weryfikację przyczyn nieoczekiwanych rewizji niemethodologicznych. Badanie wskazuje, że dla istotnej grupy zmiennych rewizje są systematyczne. Wynikają one z redukcji błędu pomiaru, nie zaś napływu nowych informacji, co ma znaczące konsekwencje dla modelowania.*

Słowa kluczowe: rewizje danych, dane w czasie rzeczywistym, rachunki narodowe.

JEL: C82

W modelowaniu ekonomicznym zwykle zakłada się pewien proces generujący dane, jednak aby założenia te pasowały do obserwowanych danych makroekonomicznych konieczne jest uwzględnienie rewizji. Temat ten do początku XXI w. był pomijany w literaturze — ekonometrycy zakładali, że rewizje danych są małe i losowe, przez co nie wpływają na modelowanie, wnioskowanie i prognozowanie (Croushore, 2011). Dopiero upublicznienie danych w czasie rzeczywistym dla Stanów Zjednoczonych przez Bank Rezerwy Federalnej

¹ Badanie finansowane z grantu Preludium 2015/17/N/HS4/00209 Narodowego Centrum Nauki, Polska. Autorka dziękuje za cenne uwagi prof. R. Kokoszczyńskiemu oraz dwóm anonimowym recenzentom.

w Filadelfii² i rozwój opartych na nich badań dotyczących procesu rewizji wpłynęły na zmianę postrzegania tego problemu i falsyfikację przyjmowanych wcześniej upraszczających założeń. Zrozumienie procesu rewidowania danych ma dwójaki wpływ na badania ekonomiczne. Po pierwsze pozwala określić faktyczny zbiór informacji w danym momencie, co jest kluczowe np. przy ocenie działań polityki monetarnej czy prognoz. Po drugie stawia wiele pytań dotyczących jakości danych, co nie tylko zmusza do bardziej precyzyjnego określenia celów badań, ale także wpływa na wnioskowanie statystyczne. Na przykład Amir-Ahmadi, Matthes i Wang (2015) pokazują, że wykorzystując modele polityki monetarnej otrzymujemy różne wyniki w zależności od użytych danych — finalnych lub w czasie rzeczywistym. Okazuje się także, że błędy pomiaru danych (*measurement errors*), które mogą wynikać m.in. z rewizji, mają istotny wpływ na asymptotyczne rozkłady statystyki testowej czy estymatorów (Clark i McCracken, 2010). Absolutnie kluczowe jest rozróżnienie danych w czasie rzeczywistym w badaniach dotyczących prognozowania oraz wpływu odczytów danych makroekonomicznych na zmiany na rynkach finansowych. Przegląd literatury dotyczącej badań nad danymi w czasie rzeczywistym znaleźć można w artykułach Croushore'a (2006, 2010, 2011) oraz Croushore'a i Starka (2001, 2003)³.

Pojęcie danych w czasie rzeczywistym po raz pierwszy wprowadzili Diebold i Rudebusch (1991), ale pojedyncze artykuły podejmujące tematykę rewizji pojawiły się wcześniej, tj. od 1919 r.⁴ Za faktycznych popularyzatorów tej tematyki uznaje się Croushore'a i Starka, nadzorujących projekt w Banku Rezerwy Federalnej w Filadelfii. Za Croushorem i Starkiem (2001) definiujemy trójwymiarowy zbiór informacji — wartości zmiennych makroekonomicznych x_{its} — za dany okres referencyjny (oznaczymy go t) i dostępnych w danym momencie (oznaczymy go $s \geq t$) jako zbiór w czasie rzeczywistym. Schemat obrazuje go dla konkretnej zmiennej ekonomicznej i — każdy wiersz odpowiada rewizjom odczytów za konkretny okres referencyjny t , które następują w kolejnych momentach s . W literaturze anglojęzycznej dwuwymiarowy zbiór informacji dostępny w konkretnym momencie (dla danego s) określa się jako *vintage*. Dodatkowo wyróżniany jest m.in. pierwszy odczyt, czyli pierwsza opublikowana wartość zmiennej za dany okres i finalny odczyt, który nie jest już rewidowany w przyszłości, a także dane aktualne (*actuals*), tzn. ostatni odczyt dostępny na dany moment, który może być jeszcze rewidowany w przyszłości (Croushore, 2006). Nie zawsze jest jasne, kiedy dane możemy nazwać finalnymi, w szczególności jeśli rewizja nie jest jasno zdefiniowana przez instytucję publikującą dane. Dlatego w literaturze przyjmuje się, że zmienna nierewidowana przez odpowiednio długi okres (np. 3 lata) uznawana jest za wartość finalną. Zawsze jednak jest to decyzja arbitralna. Co więcej, częste zmiany metodologii mogą uniemożliwić identyfikację wartości finalnej — problem ten omawiany będzie w dalszej części artykułu.

² <https://www.philadelphiafed.org/research-and-data/real-time-center>.

³ Spis literatury jest opublikowany na stronie internetowej https://facultystaff.richmond.edu/~dcrousho/docs/realtime_lit.pdf.

⁴ Przegląd literatury znaleźć można u Tomczyk (2013).

SCHEMAT DANYCH W CZASIE RZECZYWISTYM

Okres referencyjny	s_1	s_2	...	s_k	...	s_d
t_1	x_{i,t_1,s_1}	x_{i,t_1,s_2}	...	x_{i,t_1,s_k}	...	x_{i,t_1,s_d}
t_2	x_{i,t_2,s_1}	x_{i,t_2,s_2}	...	x_{i,t_2,s_k}	...	x_{i,t_2,s_d}
t_3	X	x_{i,t_3,s_2}	...	x_{i,t_3,s_k}	...	x_{i,t_3,s_d}
t_4	X	X	...	x_{i,t_4,s_k}	...	x_{i,t_4,s_d}
...
t_n	X	X	...	x_{i,t_n,s_k}	...	x_{i,t_n,s_d}
t_{n+1}	X	X	...	x_{i,t_{n+1},s_k}	...	x_{i,t_{n+1},s_d}
...
t_f	X	X	...	X	...	x_{i,t_f,s_d}

Źródło: opracowanie własne.

DANE W CZASIE RZECZYWISTYM DLA POLSKI

Dotychczas nie ma zbioru danych rzeczywistych dla Polski, z wyjątkiem 21 szeregów zawartych w bazie OECD *Original release data and revisions database*⁵. Pojedyncze szeregi używane były przez Lewisa (2013) (dane fiskalne) i Tomczyk (2014) (produkcja, ceny produkcji i zatrudnienie). W artykule proponuję nowy zbiór danych rzeczywistych dla Polski skonstruowany na podstawie miesięcznika *Biuletyn Statystyczny GUS* (BS). Zawierają one *podstawowe dane i wskaźniki charakteryzujące sytuację społeczno-gospodarczą kraju, prezentowane w postaci szeregów miesięcznych, kwartalnych i rocznych z zakresu m.in. rachunków narodowych, demografii, rynku pracy i wynagrodzeń, świadczeń społecznych, cen, podaży pieniądza, finansów publicznych, wyników finansowych przedsiębiorstw niefinansowych oraz nakładów inwestycyjnych, rolnictwa, przemysłu, budownictwa, transportu, handlu wewnętrznego i zagranicznego; a także miesięczne lub kwartalne dane charakteryzujące sytuację społeczno-gospodarczą województw oraz państw Unii Europejskiej*⁶.

Ogromną zaletą danych z BS jest szerokie spektrum zmiennych prezentowanych z różną częstotliwością⁷ i w rozmaitych formatach (m.in. nominalne, stopy wzrostu, odsezonowane i nieodsezonowane). Dokładna dokumentacja umożliwia identyfikację rewizji metodologicznych (omawianych szczegółowo w kolejnej sekcji), zaś same dane publikowane po takich rewizjach zawierają zwykle krótki, porównywalny szereg historyczny liczony według nowej metodologii.

⁵ <http://stats.oecd.org/mei/default.asp?rev=1>.

⁶ <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/inne-opracowania/informacje-o-sytuacji-spoleszno-gospodarczej/biuletyn-statystyczny-nr-112015,4,46.html>.

⁷ Tomczyk (2013) zwraca uwagę, że do analiz danych w czasie rzeczywistym powinno się wykorzystywać niezagregowane szeregi o jak największej częstotliwości.

Biuletyny te stanowią jedyne ogólnodostępne źródło danych umożliwiające konstrukcję zbioru makroekonomicznego w czasie rzeczywistym dla Polski. Nowy zbiór składa się z ponad 700 zmiennych za okres nawet od 1995 r. (w zależności od zmiennej), publikowanych między styczniem 2003 r. i grudniem 2015 r. W celu sprawdzenia jakości danych uzyskanych z BS porównują je z kilkoma innymi źródłami, głównie prezentującymi odczyty aktualne, m.in. danymi z serwisu Bloomberg (który udostępnia także pierwszy odczyt), historycznymi szeregami publikowanymi oddzielnie przez GUS, NBP i Eurostat. Celem tej analizy jest nie tylko ocena jakości zbioru danych rzeczywistych, ale także sprawdzenie jakości głównych źródeł danych historycznych m.in. pod kątem rewizji metodologicznych.

REWIZJE METODOLOGICZNE (benchmark/spurious revisions)

McKenzie (2006) wymienia siedem przyczyn rewidowania oficjalnych danych statystycznych: uwzględnienie lepszego źródła danych (z bardziej dokładnymi informacjami lub w inny sposób bardziej odpowiedniego, np. uwzględniającego później zaraportowane wartości); korekta błędów w danych (np. edytorskich) lub obliczeń; zastąpienie pierwszych odczytów opartych na niekompletnych próbkach pełnymi danymi; uwzględnienie źródeł danych, które lepiej odpowiadają danej statystyce i/lub są dostępne z mniejszą częstotliwością. Pozostałe trzy przyczyny konstytuują tzw. rewizje metodologiczne (*benchmark/spurious revisions*) — niezależne od informacji zawartych w samych danych. Wynikają one ze zmian w stosowanej metodologii, definicji czy klasyfikacji; zmiany roku bazowego dla zmiennych liczonych w cenach stałych lub aktualizacji czynników sezonowych. Nowy zbiór danych umożliwia dokładną identyfikację rewizji metodologicznych. W artykule, ze względu na ograniczone miejsce, podaję jedynie wyniki dla zagregowanych rewizji. Rewizję metodologiczną definiuję jako różnicę między wartością aktualną i ostatnią opublikowaną wartością przed zmianą metodologii, zaś niemethodologiczną — jako różnicę między ostatnią opublikowaną wartością przed zmianą metodologii i pierwszym odczytem.

W 2015 r. GUS opublikował *Ogólne zasady rewizji danych statystycznych*⁸, według których dane statystyczne podlegają rewizjom z powodu *regularnych zmian, korekt sezonowych wpisanych w specyfikę i metodologię badania, np.: publikowanie danych wstępnych i ostatecznych, aktualizacja szeregów czasowych z tytułu wyrównań sezonowych lub zmiany roku bazowego, większych korekt spowodowanych zmianami klasyfikacyjnymi, definicjami zmiennych, metodologii badań czy zmian standardów oraz jako skutek wystąpienia błędów*. W *Ogólnych zasadach...* dokładnie objaśniono ścieżkę postępowania w przypadku planowanych rewizji, które jednak, jak zauważa Tomczyk (2013), dotyczą jedynie danych zagregowanych. W przyszłości zdecydowanie ułatwi to ich analizę, ale dla historycznych danych w czasie rzeczywistym konieczna jest szczegółowa analiza wielu publikacji GUS — biuletynów, publikacji branżowych i tematycznych, notatek informacyjnych czy materiałów konferencyjnych.

⁸ <http://bip.stat.gov.pl/dzialalnosc-statystyki-publicznej/zasady-rewizji-danych-statystycznych>.

W przypadku tego opracowania szczególnie istotnym problemem stworzonego zbioru danych jest identyfikacja momentów, w których miały miejsce rewizje poszczególnych zmiennych⁹. Ogólna dokumentacja momentów rewizji to wspomniane zasady rewizji opublikowane przez GUS w 2015 r., w których szczegółowo opisano rewizję rachunków narodowych, cen, wymiany towarowej z zagranicą i statystyki przedsiębiorstw. Dane z BS wskazują jednak, że w przeszłości (w latach 2003—2015) czynności te dla wielu zmiennych nie były tak regularne.

Zbiór danych z czasie rzeczywistym automatycznie umożliwia identyfikację niezerowych rewizji, tzn. momentów, kiedy wartość zmiennej za dany okres uległa zmianie. Dzięki publikacji większości zmiennych w wielu formatach i rozbiaciach jestem też w stanie wyekstrahować część rewizji zerowych (tzn. momentów, kiedy rewizja formalnie miała miejsce, jednak nie zmieniła wcześniejszego odczytu dla danej kategorii) zakładając, że jeśli w danym miesiącu wystąpiła niezerowa rewizja jakiegokolwiek składowej, to rewidowane były wszystkie kategorie danej zmiennej. Jednak nawet ta metoda nie identyfikuje wszystkich momentów, w których dane mogły być faktycznie rewidowane (dla bardziej szczegółowego rozbicia). Dlatego w analizach ilościowych część rewizji zerowych może być pominięta, co może wpływać na istotność szacowanych parametrów (np. średniej rewizji) niektórych zmiennych, wykazujących większą nieregularność rewizji.

Wielość zdefiniowanych wyżej zmian metodologicznych dla polskich danych wynika w dużej mierze z konieczności dostosowania standardów naszej sprawozdawczości statystycznej do wymogów Unii Europejskiej. Z punktu widzenia użytkowników danych makroekonomicznych zmiany te korzystnie wpływają na ich jakość i pozwalają na międzynarodowe analizy porównawcze. Z drugiej jednak strony częste rewizje metodologiczne powodują trudności z konstrukcją odpowiednio długich i spójnych szeregów danych koniecznych do analiz ekonometrycznych, a także uniemożliwiają identyfikację finalnego odczytu według metodologii sprzed rewizji.

Trzeba podkreślić, że problem częstych rewizji metodologicznych nie jest jedynie związany ze zbiorem w czasie rzeczywistym, ale z każdym szeregiem danych — w szczególności z danymi aktualnymi. Po pierwsze często zawierają bardzo krótkie szeregi (np. niektóre zmienne GUS dostępne są jedynie od 2007 r.), po drugie zaś — co jest bardziej niekorzystne — mogą być niespójne. Dzięki identyfikacji rewizji metodologicznych oraz stworzeniu zbioru w czasie rzeczywistym, możliwe jest wskazanie nieścisłości w szeregach pochodzących z innych źródeł. W sumarycznej publikacji historycznych wskaźników makroekonomicznych¹⁰ GUS stara się uwzględnić rewizje metodologiczne i najistotniejsze z nich (np. zmiana standardów ESA 1995 na ESA 2010 dla rachunków narodowych) pu-

⁹ Oczywiście nie jest to kwestia istotna z punktu widzenia wykorzystania zbioru danych w czasie rzeczywistym — od chwili publikacji nasz zbiór, zgodnie z definicją, zawiera wartości zmiennych dostępne w każdym momencie (z miesięczną częstotliwością).

¹⁰ Zestaw wybranych miesięcznych, kwartalnych i rocznych wskaźników makroekonomicznych opisujących podstawowe tendencje rozwoju społeczno-gospodarczego kraju: <http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne/> — zawiera przeglądowe pliki łatwo dostępnych i relatywnie długich danych historycznych.

blikuje według obu metodologii¹¹, zaś dla pozostałych zaznacza zmianę, ale publikuje je w postaci jednego szeregu. W przypadku niektórych zmiennych z Bloomburga pod tym samym oznaczeniem (wystarczającym do identyfikacji zmiennej w systemie tzw. *tickerem*) występują dane wyliczane na podstawie innej metodologii — przykłady tych różnic dla produkcji przemysłowej i cen produkcji sprzedanej przemysłu zawiera wyk. 1 (pionowe linie wyznaczają moment zmiany metodologicznej). Różnice dla niektórych zmiennych są duże, co może implikować istotne błędy w modelowaniu (np. modele autoregresyjne w przypadku takiego szeregu nie mają sensu) i obniżać jakość wniosków oraz prognoz. Rozważania te mają na celu wskazanie potencjalnych zagrożeń wynikających z nieuwzględnienia rewizji i konieczności dostosowania danych do konkretnych celów badania. Na przykład do oceny jakości prognoz konieczne jest wykorzystanie danych w czasie rzeczywistym, nawet jeśli nie są to szeregi spójne metodologicznie.

PODSTAWOWE MIARY

Oznaczmy przez $x_{t,k}$ k -ty odczyt zmiennej x za okres t oraz niech $x_{t,fin}$ oznacza finalną wartość zmiennej. Można zdefiniować kolejne rewizje jako $r_{t,k} = x_{t,k} - x_{t,k-1}$ (dla $k=2, 3, \dots$), a zagregowaną rewizję jako różnicę między odczytem finalnym i pierwszym: $r_t = x_{t,fin} - x_{t,1}$. W celu oceny skali i własności rewizji zbadam podstawowe miary rewizji: średnią (\bar{r}), odchylenie standardowe ($\sigma(r)$), średnią absolutną ($|\bar{r}|$), relatywną średnią absolutną $\left(\frac{\bar{r}_t}{x_{t,1}}\right)$, rewizję średniokwadratową i jej dekompozycję¹²:

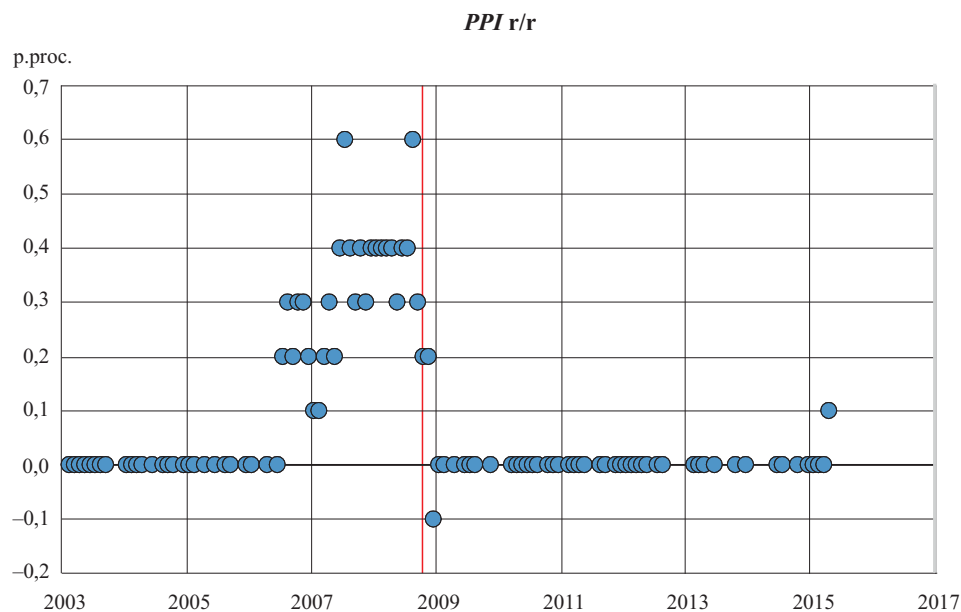
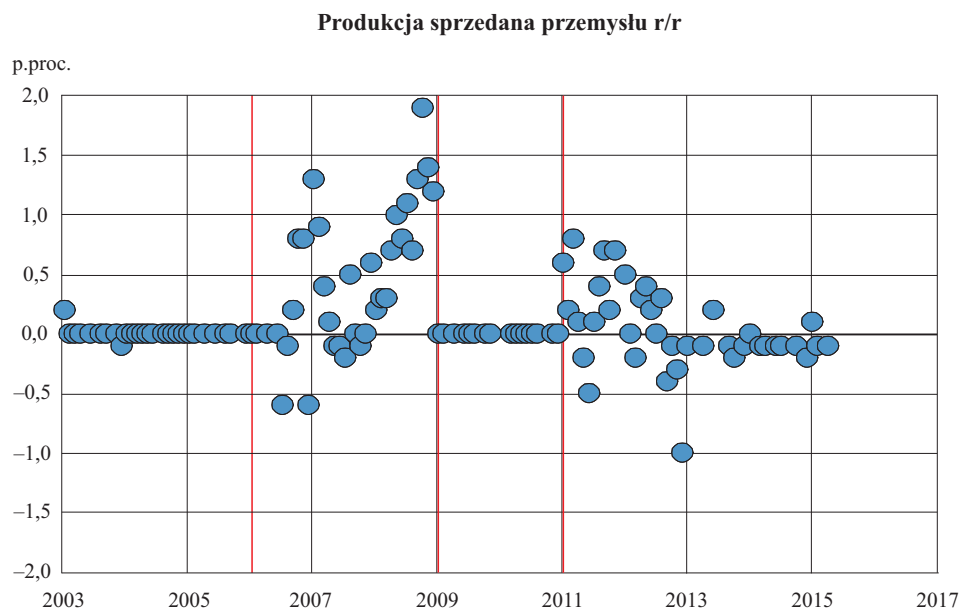
$$MSR = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{t,k}^2 = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{t,k} \right)^2 + (\sigma(x_{t,1}) - \sigma(x_{t,fin}))^2 + 2(1 - \rho(x_{t,1}, x_{t,fin})) \sigma(x_{t,1}) \sigma(x_{t,fin})$$

gdzie ρ oznacza współczynnik korelacji. W ten sposób można określić, za jaką część średniokwadratowej rewizji odpowiada systematyczny błąd (obciążenie, $MSR1$) oraz różnica w wariancjach odczytów ($MSR2$), a jaka część rewizji jest niewyjaśniona przez żadną systematyczną różnicę między odczytem początkowym a finalnym ($MSR3$).

¹¹ Publikacje te nie zawierają jednak całej historii, tzn. dane według nowej metodologii zawierają krótki, porównywalny szereg historyczny, zaś dane według starej metodologii urywają się w dniu jej zmiany.

¹² Odchylenie standardowe w prezentowanej dekompozycji jest obciążonym estymatorem (tzn. uśrednianym pełną liczbą obserwacji) — tylko wówczas równanie jest spełnione. Błąd przybliżenia wzrasta przy małych próbkach.

Wykr. 1. RÓŻNICE MIĘDZY WARTOŚCIAMI FINALNYMI (Bloomberg minus BS)



Źródło: BS, Bloomberg; opracowanie własne.

PRZEGLĄD GŁÓWNYCH ZMIENNYCH

Poniżej przedstawiam szczegółową analizę wybranych kategorii zmiennych z zaproponowanego nowego zbioru danych makroekonomicznych w czasie rzeczywistym. Omawiam w niej zarówno rewizje metodologiczne (tabl. 1), jak i proces rewizji niemethodologicznych (tabl. 2).

Rachunki narodowe

Zasadniczym typem rewizji stosowanych w polskich rachunkach narodowych są rewizje główne związane z dostosowaniami do standardów europejskich, rutynowe oraz specyficzne — nieplanowane i nieregularne, wynikające np. z reklasyfikacji niektórych podmiotów. We wspomnianym dokumencie z 2015 r. GUS szczegółowo opisuje momenty publikacji danych o PKB. Dla danych rocznych występują trzy rewizje rutynowe. Po raz pierwszy roczna wartość PKB dla roku $t-1$ udostępniana jest pod koniec stycznia roku t na konferencji prasowej (opracowana na podstawie kwartalnego PKB, niepublikowana w BS), następnie w marcu (oparta na dostępnych, ograniczonych rocznych źródłach danych statystyki przedsiębiorstw niefinansowych, rocznych danych dla sektora instytucji rządowych i samorządowych oraz rocznych obrotach handlu zagranicznego) i we wrześniu roku t (wykorzystująca dodatkowo informacje z rocznych sprawozdań statystycznych i rocznych sprawozdań instytucji zewnętrznych) oraz finalna wersja publikowana do 15 marca roku $t+1$.

Kwartalne szacunki PKB publikowane są w 45 dniu po zakończeniu badanego okresu (tzw. szybki szacunek PKB, niepublikowany w BS), 2 miesiące po zakończeniu badanego kwartału (tzw. wstępny szacunek PKB) oraz każdorazowo w momencie rewizji danych rocznych (z kwartału na kwartał zmiany mogą ulegać jedynie czynniki sezonowe). Więcej szczegółów dotyczących statystyki rachunków narodowych oraz międzynarodowego porównania metodologii zawiera artykuł Jeznach i Cierpień-Wolana (2014). W nowym zbiorze danych w czasie rzeczywistym nie można zaobserwować jednak tak spójnego wzorca rewizji. Wykr. 2 prezentuje opóźnienia w publikacjach rachunków narodowych (numery oznaczają kolejne publikacje)¹³. Pozwala to przypuszczać, że opisywane przez GUS ujednolicenie rewizji rutynowych wprowadzono niedawno.

Dla rachunków narodowych rewizje metodologiczne obejmowały wprowadzenie standardów ESA 2010 pod koniec września 2014 r. oraz ESA 1995 pod koniec

¹³ Jak wspomniano, momenty rewizji identyfikowane są przez niezerowe rewizje jakiegokolwiek subkategorii. Dla rachunków narodowych rozpatruję jedynie dane nieodsezonowane (odsezonowane rewidowane są znacznie częściej i pomijam je w opracowaniu). Liczba dni na osiach pionowych wykr. 2 liczona jest od końca okresu sprawozdawczego do momentu publikacji.

września 2005 r.¹⁴, a także nową klasyfikację PKD 2007 wprowadzoną w styczniu 2009 r. Tak częste rewizje metodologiczne sprawiają, że w 12-letnim zbiorze danych często nie można wskazać finalnego odczytu. Co więcej, porównanie ostatnich odczytów z BS i aktualnych historycznych z innych źródeł (GUS i Bloomberg) wskazuje, że część finalnych odczytów nie została w ogóle opublikowana w biuletynach ze względu na zbyt krótkie szeregi danych historycznych.

Analiza podstawowych statystyk wskazuje, że rewizje danych nominalnych nie wpływają w jasny sposób na rewizje stóp wzrostu. Wynika to z jednej strony z innej skali zmienności stóp wzrostu, zaś z drugiej z faktu, że zarówno licznik, jak i mianownik konstytuujący stopę wzrostu ulegają rewizjom. W rozpatrywanym zbiorze danych dla zmiennych nominalnych rewizje nie przekraczają 2—3% pierwszego odczytu, podczas gdy dla stóp wzrostu sięgają nawet kilkuset procent (pierwszy i drugi panel tabl. 2 przedstawiający odpowiednio nominalne rachunki narodowe i ich roczne stopy wzrostu).

Rewizje metodologiczne były istotne dla wszystkich podkategorii nominalnych rachunków narodowych. Zmiany standardów ESA nie wpływały na istotną rewizję zagregowanego PKB w ujęciu rok do roku i statystycznie miały one charakter niesystematyczny (*MSR3* wynosi ponad 95%). A przy tym, skala rewizji niemethodologicznych jest znacznie większa dla rachunków narodowych i, poza akumulacją, inwestycjami i konsumpcją prywatną, istotna statystycznie dla wszystkich stóp wzrostu. Przy rewizjach niemethodologicznych (a więc nieprzewidywalnych) warto zwrócić uwagę, że jeśli zmiana jest istotna, to zawsze jest dodatnia i w dużej części generowana przez samo obciążenie (wysokie *MSR1*). Co więcej, także częstość rewizji odczytów w górę pozwala przypuszczać, że kierunek zmian jest w pewnym stopniu przewidywalny — dla ogromnej większości zmiennych odsetek dodatnich rewizji przekraczał 70%.

Rekordowe wartości osiągały rewizje stopy wzrostu konsumpcji publicznej — średnio różnica między pierwszą publikacją a odczytem finalnym (ostatnim dostępnym w ramach tej samej metodologii) wynosiła 2 p.proc. dla danych rocznych i 2,2 p.proc. w przypadku danych kwartalnych, co odpowiednio oznacza zmianę o ok. 125% i 250% względem pierwszego odczytu. Wśród pozostałych podkategorii warto zwrócić uwagę na statystykę handlu zagranicznego — zmiany metodologiczne wpłynęły jednoznacznie negatywnie na wartość eksportu i była to jedyna zmienna, która istotnie przesunęła się w tym kierunku. Statystyka jest spójna dla danych rocznych i kwartalnych, przy czym te drugie dają bardziej wiarygodne poziomy istotności ze względu na dłuższe szeregi. Z analiz kolejnych stopni rewizji (niezagregowanych, wyniki dostępne na życzenie) wynika, że dla większości zmiennych roczne dane rewidowane są najmocniej podczas pierwszej rewizji, dla kwartalnych szeregów trudno wskazać taką prawidłowość, a niektóre z nich, np. inwestycje i eksport są istotnie zmieniane w ostatniej rundzie rewizji.

¹⁴ Więcej szczegółów znaleźć można na <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/roczne-rachunki-narodowe/rachunki-narodowe-wedlug-sektorow-i-podsektorow-instytucjonalnych-w-latach-2010-2013,4,10.html> oraz w notatce http://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/rewizja_rach_nar_za_lata_95_04_i_pkb_3kw_2005.pdf.

TABL. 1. STATYSTYKA REWIZJI METODOLOGICZNYCH

Zmienne Częstotliwość danych: r — roczna kw — kwartalna m — miesięczna	\bar{r}	$ \bar{r} $	$\frac{\bar{r}_i}{x_{i,1}}$	$\sigma(r)$	Liczba obserwacji	Procentowy udział rewizji		Dekompozycja średniokwadratowej rewizji w %		
						zero- wych	do- dat- nich	ujem- nych	MSRI	MSR2
PKB w mln PLN	4499,0***	4499,0	1,6	4372,3	16	44	56	0	53,0	0,0
r	11039,9**	11039,9	1,0	14917,3	10	60	40	0	37,8	1,6
Akumulacja w mln PLN	1842,7**	1842,7	2,9	1603,2	8	38	63	0	60,2	5,6
kw	-2318,4**	2318,4	1,2	1969,1	8	38	0	63	61,3	6,0
Eksport w mln PLN	-565,8	1191,7	0,6	1730,4	8	38	13	50	10,9	1,3
kw	1302,1***	1302,1	2,4	1445,8	16	44	56	0	46,4	2,9
r	2785,6*	2785,6	1,2	4137,3	10	60	40	0	33,5	13,1
Konsumpcja w mln PLN	3976,6**	3976,6	1,2	3571,7	8	38	63	0	58,6	33,0
kw	2538,6***	2538,6	1,4	2346,3	16	44	56	0	55,5	1,7
r	6132,7**	6132,7	0,9	8171,1	10	60	40	0	38,5	4,0
Konsumpcja publiczna w mln PLN	1072,1*	1258,9	1,8	1441,3	8	38	50	13	38,7	0,0
kw	5404,1***	5404,1	1,8	5024,2	16	44	56	0	55,2	0,7
r	12873,7**	12873,7	1,1	16931,0	10	60	40	0	39,1	3,9
Wartość dodana w mln PLN	4842,6***	4842,6	2,0	5270,9	16	44	56	0	47,4	0,9
r	12013,7*	12013,7	1,3	16805,5	10	60	40	0	36,2	0,2
PKB ^a rr	0,0	0,2	10,9	0,2	16	25	38	38	0,1	0,8
kw	0,0	0,2	5,3	0,2	10	10	50	40	2,9	1,7
r	1,0**	1,0	45,1	1,0	8	38	63	0	50,6	3,0
Akumulacja ^a rr	0,1	0,2	5,0	0,3	8	50	38	13	18,7	29,7
kw	0,4***	0,4	13,0	0,5	8	50	50	0	45,4	22,6
r	0,6***	0,7	38,2	0,7	16	13	75	13	47,3	3,7
kw	0,4	0,7	78,9	0,9	10	20	60	20	18,6	53,0
Konsumpcja prywatna ^a rr	0,0	0,7	67,0	0,8	16	0	56	44	0,3	3,8
kw	0,1	0,5	20,5	0,7	10	10	60	30	0,6	7,9
r	-0,4	0,7	118,0	1,3	8	38	25	38	9,7	23,6

^a Dane niewyrównane sezonowo.

TABL. 1. STATYSTYKA REWIZJI METODOLOGICZNYCH (dok.)

Zmienne Częstotliwość danych: <i>r</i> — roczna <i>kw</i> — kwartalna <i>m</i> — miesięczna	\bar{r}	$ \bar{r} $	$\frac{\bar{r}_t}{x_{t-1}}$	$\sigma(r)$	Liczba obserwacji	Procentowy udział rewizji			Dekompozycja średniokwadratowej rewizji w %	
						zero- wych	do- dat- nich	ujem- nych	<i>MSRI</i>	<i>MSR2</i>
<i>Konsumpcja^a rr</i>	0,1	0,2	13,8	0,3	8	38	50	13	5,8	3,5
<i>Popyt krajowy^a rr</i>	0,3***	0,3	16,7	0,4	16	50	50	0	36,0	18,8
<i>Wartość dodana^a rr</i>	0,1	0,2	36,0	0,4	10	60	30	10	11,4	20,3
<i>PPi budownictwa mm</i>	0,1*	0,1	5,9	0,1	10	20	70	10	33,3	4,5
<i>PPi budownictwa rr</i>	0,0	0,1	25,9	0,1	13	0	38	62	5,3	35,0
<i>PPi mm</i>	-0,2**	0,4	6,6	0,4	27	0	37	63	17,7	64,5
<i>PPi rr</i>	0,0	0,1	45,0	0,1	19	0	32	68	4,9	5,3
<i>Produkcja budowlana^a rr</i>	-0,3***	0,3	13,6	0,1	29	3	0	97	84,6	5,0
<i>Produkcja przemysłowa^a mm</i>	-0,7**	1,4	23,1	2,1	49	0	33	67	9,8	0,2
<i>Produkcja przemysłowa^a kwkw</i>	-0,1	0,4	16,9	0,5	44	5	45	50	1,6	25,9
<i>Produkcja budowlana^a mm</i>	-0,1	0,4	17,1	0,5	9	0	44	56	8,9	21,8
<i>Produkcja przemysłowa^a rr</i>	-0,1	0,6	8,8	1,0	43	5	49	47	1,5	0,0
<i>Rachunek bieżący w mln PLN</i>	-0,4***	0,5	50,3	0,6	47	0	26	74	30,6	0,8
<i>Rachunek finansowy w mln PLN</i>	-0,3	0,5	30,4	0,6	9	0	22	78	25,9	4,0
<i>Rachunek kapitałowy w mln PLN</i>	-2007,8**	2558,8	161,2	3299,3	13	23	23	54	28,6	12,3
<i>Saldo błędów i opuszczeń w mln PLN</i>	-242,3	6978,2	147,5	11581,7	13	23	54	23	0,0	1,0
<i>M1 w mid PLN</i>	0,5	5,6	0,1	14,1	13	62	15	23	0,2	0,7
<i>M2 w mid PLN</i>	-2681,8	2804,8	57,8	6290,9	13	69	8	23	16,4	3,4
<i>M3 w mid PLN</i>	7,3***	7,3	3,3	6,7	45	16	84	0	54,8	0,9
<i>Sprzedaż detaliczna mm</i>	8,1***	8,1	2,0	5,8	46	13	87	0	66,3	4,0
<i>Sprzedaż detaliczna rr</i>	9,1***	9,1	2,1	7,1	52	8	92	0	62,5	5,7
<i>Sprzedaż detaliczna rr</i>	0,0	0,4	21,2	0,6	25	12	44	44	0,0	16,5
<i>Sprzedaż detaliczna rr</i>	0,7***	0,7	47,3	0,8	25	12	68	20	38,6	16,7

^a Dane niewyodróżnione sezonowo.

U w a g a. Oznaczenia: *rr* — rok do roku, *kwkw* — kwartał do kwartału, *mm* — miesiąc do miesiąca. Średnia rewizja różna od zera na poziomie istotności: * — 1%, ** — 5%, *** — 10%.
Ź r ó d ł o: BS, opracowanie i obliczenia własne.

TABL. 2. STATYSTYKA REWIZJI NIEMETODOLOGICZNYCH

Zmienne Częstość danych: r — roczna kw — kwartalna m — miesięczna	\bar{r}	$ \bar{r} $	$\frac{\bar{r}_i}{x_{i,1}}$	$\sigma(r)$	Liczba obser- wacji	Procentowy udział rewizji		Dekompozycja średniokwadratowej rewizji w %		
						zero- wych	do- dat- nych	MSRI	MSR2	
PKB w mln PLN	1668,4*** 6235,0*** 319,6 2481,1 2014,0*** 6158,4*** 2944,4*** 9831,8*** -15,0 49,1 1754,3*** 7336,1** 572,7*** 2149,4* 1235,7*** 4514,0* 2387,8*** 9165,2*** 1406,7*** 5312,5***	2166,7 6235,0 1578,6 6255,7 2178,9 6244,6 3016,3 9831,8 887,7 2802,5 2286,3 7843,4 1009,5 3468,1 1628,6 5638,9 2733,8 9165,2 1980,7 5748,4	0,8 0,6 1,9 2,2 1,5 1,1 2,2 1,8 1,3 1,1 0,9 0,8 0,6 0,5 2,9 2,5 1,0 0,8 0,8 0,6	2374,4 5079,6 2327,8 7248,4 2218,1 4145,2 2135,0 5328,0 1371,2 3902,2 2627,3 8559,1 1234,7 4078,4 2004,9 6495,9 2863,6 8626,7 2422,1 4132,9	46 13 31 9 35 10 35 10 46 13 33 9 46 13 35 10 46 13 46 13	0 0	83 100 58 67 83 90 97 100 57 62 79 78 63 54 70 83 100 72 92	17 0 42 33 17 10 3 0 43 38 21 22 37 46 30 17 0 28 8	33,5 62,0 1,9 11,6 45,9 71,0 66,2 79,1 0,0 0,0 31,5 45,2 18,0 23,1 28,1 34,9 41,5 55,0 25,6 64,2	5,6 5,2 0,8 29,2 0,0 0,7 5,2 2,7 2,8 1,9 13,3 16,2 5,3 3,7 2,7 2,4 5,6 3,8 1,9 0,9 18,5 24,2 8,1 40,1 12,7 6,8 20,2 2,5 2,0
PKB ^a rr	0,1*** 0,2***	0,2 0,2	6,5 4,5	0,2 0,2	58 13	3 15	72 77	24 8	23,7 51,3	18,5 24,2
Akumulacja ^a rr	-0,3 0,6 0,7**	2,3 2,3 1,5	59,0 52,2 32,1	3,0 3,0 1,9	31 9 35	0 0 3	48 56 57	52 44 40	1,0 4,7 12,7	8,1 40,1 6,8
Eksport ^a rr	0,8** 1,2*** 1,5***	0,9 1,8 1,5	15,9 48,0 29,4	0,9 2,0 1,1	10 35 10	10 0 0	80 77 90	10 23 10	47,5 27,5 66,1	20,2 2,5 2,0

^a Dane niewyrównane sezonowo.

TABL. 2. STATYSTYKA REWIZJI NIEMETODOLOGICZNYCH (cd.)

Zmienne Częstotliwość danych: r — roczna kw — kwartalna m — miesięczna	\bar{r}	$ \bar{r} $	$\frac{\bar{r}_i}{x_{i,1}}$	$\sigma(r)$	Liczba obser- wacji	Procentowy udział rewizji			Dekompozycja średniokwadratowej rewizji w %	
						zero- wych	dotat- nych	ujem- nych	MSRI	MSR2
<i>Inwestycje^a rr</i>	-0,3	1,3	84,3	1,8	46	2	52	46	3,0	25,4
<i>r</i>	-0,1	1,1	73,2	1,4	13	8	54	38	1,1	27,5
<i>kw</i>	0,0	0,3	24,8	0,4	46	13	37	50	1,7	2,5
<i>r</i>	0,0	0,2	16,5	0,3	13	38	23	38	0,1	6,9
<i>Konsumpcja publiczna^a rr</i>	2,1***	2,4	244,6	2,7	35	0	77	23	36,8	14,6
<i>kw</i>	2,0**	2,2	126,2	2,4	10	0	90	10	44,0	17,2
<i>r</i>	0,4***	0,6	49,4	0,8	33	6	70	24	20,8	16,9
<i>kw</i>	0,4*	0,5	30,7	0,7	9	11	78	11	30,9	24,7
<i>r</i>	0,3***	0,5	20,5	0,6	46	2	67	30	24,4	29,0
<i>Popyt krajowy^a rr</i>	0,4***	0,5	34,6	0,5	13	8	69	23	35,6	45,3
<i>kw</i>	0,2***	0,2	8,2	0,3	46	9	76	15	34,5	5,1
<i>r</i>	0,2***	0,2	4,6	0,1	13	15	85	0	57,5	4,7
<i>CPI mm</i>	0,0	0,0	4,0	0,0	13	77	8	15	2,6	1,3
<i>rr</i>	-0,1***	0,1	8,7	0,1	14	14	7	79	55,1	7,1
<i>m</i>	0,0***	0,0	20,5	0,1	147	67	22	10	5,5	0,0
<i>kw</i>	0,0	0,0	4,5	0,0	47	87	9	4	1,4	2,4
<i>m</i>	0,0***	0,0	4,7	0,1	147	66	24	10	5,8	2,5
<i>kw</i>	0,0	0,0	1,3	0,0	47	87	11	2	5,7	0,2
<i>r</i>	0,0	0,0	0,3	0,0	11	91	9	0	9,1	4,4
<i>m</i>	0,0	0,1	32,3	0,1	176	34	28	39	0,5	47,1
<i>kw</i>	0,0	0,0	7,8	0,1	47	64	17	19	0,1	12,2
<i>r</i>	0,0	0,1	8,3	0,1	176	33	27	40	1,0	1,1
<i>kw</i>	0,0	0,0	4,2	0,1	47	68	11	21	3,5	2,4
<i>m</i>	0,0***	0,0	1,0	0,1	143	70	8	22	7,0	1,3
<i>r</i>	0,9	3,0	63,9	3,8	10	0	60	40	6,4	71,9
<i>m</i>	0,0	0,1	5,6	0,2	174	31	41	28	0,6	1,6
<i>kw</i>	0,0	0,1	1,7	0,1	46	52	22	26	1,2	0,3
<i>m</i>	-0,1*	0,1	0,7	0,4	145	69	8	23	2,6	0,3

^a Dane niewyrównane sezonowo.

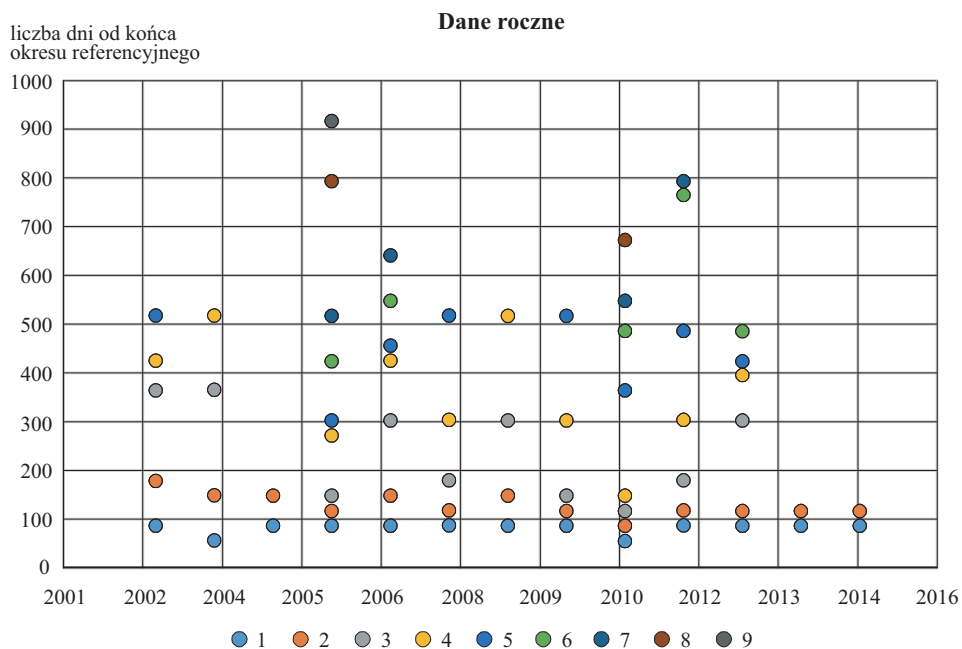
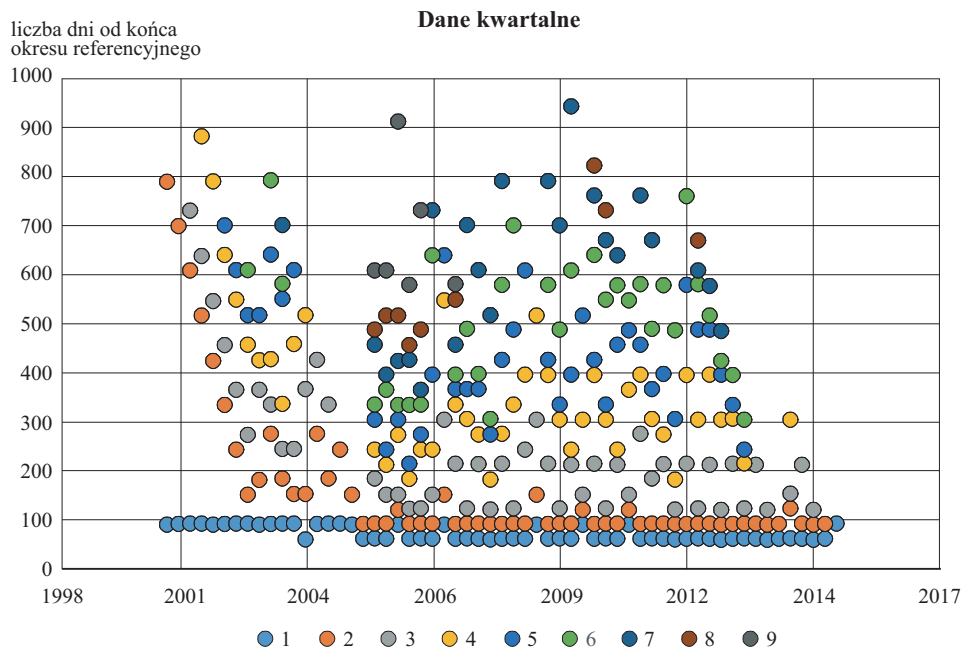
TABL. 2. STATYSTYKA REWIZJI NIEMETODOLOGICZNYCH (dok.)

Zmienne Częstość danych: <i>r</i> — roczna <i>kw</i> — kwartalna <i>m</i> — miesięczna	\bar{r}	$ \bar{r} $	$\frac{\bar{r}_t}{x_{t-1}}$	$\sigma(r)$	Liczba obserwacji	Procentowy udział rewizji			Dekompozycja średniokwadratowej rewizji w %	
						zero- wych	do- dat- nich	ujem- nych	<i>MSRI</i>	<i>MSR2</i>
Produkcja przemysłowa ^a <i>rr</i>	0,0*	0,1	5,7	0,2	174	28	45	27	1,6	0,0
<i>kw</i>	0,0	0,0	0,8	0,1	46	59	24	17	0,3	0,2
<i>r</i>	-0,4**	0,5	9,5	0,4	10	10	10	80	46,5	17,6
Stopa bezrobocia	0,0***	0,1	0,7	0,1	102	35	19	46	6,7	0,3
<i>m</i>	0,0	0,1	0,6	0,1	11	45	18	36	3,0	2,4
Dług państwa w mln PLN	-38,8	315,8	0,1	633,8	41	0	59	41	0,4	7,2
<i>kw</i>	20,4**	69,5	0,4	94,0	130	0	61	39	4,5	0,3
Dochoły państwa w mln PLN	-74,9	146,1	0,1	232,3	11	0	27	73	10,3	0,6
<i>r</i>	11,8***	20,5	0,1	28,0	126	0	71	29	15,2	0,1
Wydatki państwa w mln PLN	-148,3*	148,8	0,1	247,9	13	0	31	69	28,0	0,3
Rachunek bieżący w mln PLN	-2065,4***	2282,8	46,7	2156,2	41	0	12	88	48,5	1,2
<i>kw</i>	-9209,8**	9209,8	31,1	9574,1	10	0	0	100	50,7	6,9
Rachunek finansowy w mln PLN	1242,6***	2447,5	29,1	2932,8	41	0	76	24	15,5	0,7
<i>r</i>	3328,9	6029,1	14,9	7051,7	10	0	60	40	19,8	1,2
Rachunek kapitałowy w mln PLN	-36,1	160,9	27,7	558,5	41	2	54	44	0,4	0,1
<i>kw</i>	-328,1	353,7	1,2	1009,0	10	10	50	40	10,5	5,2
<i>r</i>	-626,4	626,5	5,8	3214,2	41	83	2	15	3,7	3,0
Saldo błędów i opuszczeń w mln PLN	803,2	803,4	2,8	2540,3	10	80	10	10	10,0	0,0
Stopa bezrobocia	-0,1	0,3	3,0	0,4	99	15	38	46	1,8	12,3
<i>m</i>	0,0	0,0	0,0	0,1	116	94	2	4	0,4	1,7
<i>M1</i> w mid PLN	0,0	0,1	0,0	0,2	10	50	20	30	1,8	10,5
<i>r</i>	0,0	0,0	0,0	0,0	116	94	2	4	0,4	1,8
<i>M2</i> w mid PLN	0,0	0,0	0,0	0,2	10	40	10	50	5,6	13,3
<i>r</i>	0,0	0,1	0,0	0,2	10	40	10	50	6,1	1,5
<i>M3</i> w mid PLN	0,2***	0,6	0,1	0,8	143	7	57	36	9,0	15,3
<i>m</i>	0,4	1,0	0,2	1,2	11	9	55	36	9,0	15,3
Sprzedż detaliczna <i>mm</i>	0,0	0,0	0,7	0,1	122	92	4	4	0,4	0,0
<i>r</i>	0,0	0,0	1,0	0,1	122	89	6	5	0,0	1,9
Sprzedż detaliczna <i>rr</i>	-3,2***	3,2	80,6	2,2	9	0	0	100	70,4	7,1

^a Dane niewyrównane sezonowo.

U w a g a. Oznaczenia: *rr* — rok do roku, *kwkw* — kwartał do kwartału, *mm* — miesiąc do miesiąca. Średnia rewizja różna od zera na poziomie istotności: * — 1%, ** — 5%, *** — 10%.
 Ź r o t o: jak przy tabl. 1.

Wykr. 2. OPÓŹNIENIE PUBLIKACJI DANYCH O PKB NSA ROK/ROKU^a



^a Dane niewyrównane sezonowo liczone rok do roku.

Źródło: BS, Bloomberg; opracowanie własne.

Ceny

Dla cen ograniczono zbiór do rocznych i miesięcznych stóp wzrostu, co pozwala uniknąć problemów rewizji roku bazowego dla indeksów. Wskaźnik cen konsumpcyjnych *CPI* jest rewidowany raz w roku — w marcu, ze względu na coroczną rekalkulację koszyka wag. Rewizja ma miejsce ok. 45 dnia roku i jest publikowana w marcu, a dotyczy jedynie zagregowanych miesięcznych danych za styczeń. Dane nie były zmienione w latach 2012 i 2013, jednak średnio w okresie analizowanej próby rewizje marcowe były systematycznie ujemne — średnio wyniosły $-0,1$ p.proc. (ok. -9% w porównaniu z pierwszą publikacją). Podkategorie i roczne dane o wskaźniku *CPI* nie są rewidowane¹⁵. Warto także wspomnieć, że od września 2015 r. GUS publikuje szybki odczyt miesięcznego *CPI*, który pojawia się pod koniec miesiąca i nie jest uwzględniany w BS. Zharmonizowany wskaźnik cen *HICP*, publikowany wraz ze statystyką europejską, może być rewidowany dowolnie¹⁶. Jednak według kwartalnych danych w czasie rzeczywistym z BS rewizje nie miały miejsca, tzn. dane są identyczne, jak finalne dane publikowane przez Eurostat¹⁷. Oba indeksy cen podlegają rewizjom metodologicznym (m.in. w 2014 r. GUS przyjął 5-cyfrową klasyfikację COICOP¹⁸), jednak są one uwzględniane z jednego okresu publikacji na drugi i nie wpływają na jakość publikowanych szeregów.

Metodologia wyliczania cen produkcji sprzedanej przemysłu uległa zmianie na początku 2009 r. *Od 2009 r. dane prezentowane są w układzie Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD 2007), opracowanej na podstawie Europejskiej Klasyfikacji Działalności Gospodarczej (NACE Rev. 2). Dane te nie są w pełni porównywalne z publikowanymi wcześniej według PKD 2004 (NACE Rev. 1.1)*¹⁹. Wskaźniki cen produkcyjnych *PPI (Producer Price Index)* dla wszystkich częstotliwości są publikowane miesiąc po końcu okresu, którego dotyczą i są rewidowane raz²⁰ — w kolejnym miesiącu (tzn. dane za grudzień, czwarty kwartał i rok t są publikowane w styczniu $t+1$ i rewidowane w lutym $t+1$).

Wykr. 3 przedstawia skalę niemethodologicznych rewizji *PPI*, które sięgają $0,6$ p.proc., jednak są nieistotnie statystycznie różne od zera. Jedyna subkategoria, dla której różnice choć małe to są istotne, dotyczy cen produkcji budowlanej. Rewizje metodologiczne obniżały roczną stopę wzrostu *PPI* średnio o $0,3$ p.proc., zaś podkategorię budowlaną — o $0,2$ p.proc.

¹⁵ W 2011 r. w BS pojawiły się nieliczne wyjątki dla podkategorii *CPI*, które pominięto.

¹⁶ Według Rozporządzenia Komisji Europejskiej nr 1921/2001 wszystkie wykryte błędy są poprawiane niezwłocznie (rozporządzenie mówi także, że zmiany w metodologii nie wymagają rewizji danych).

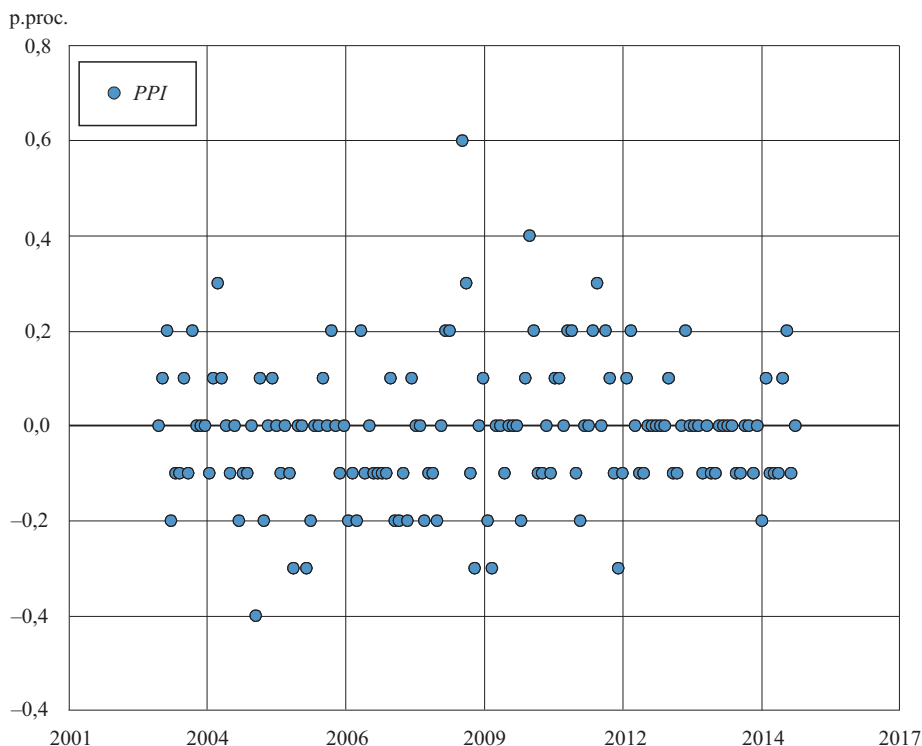
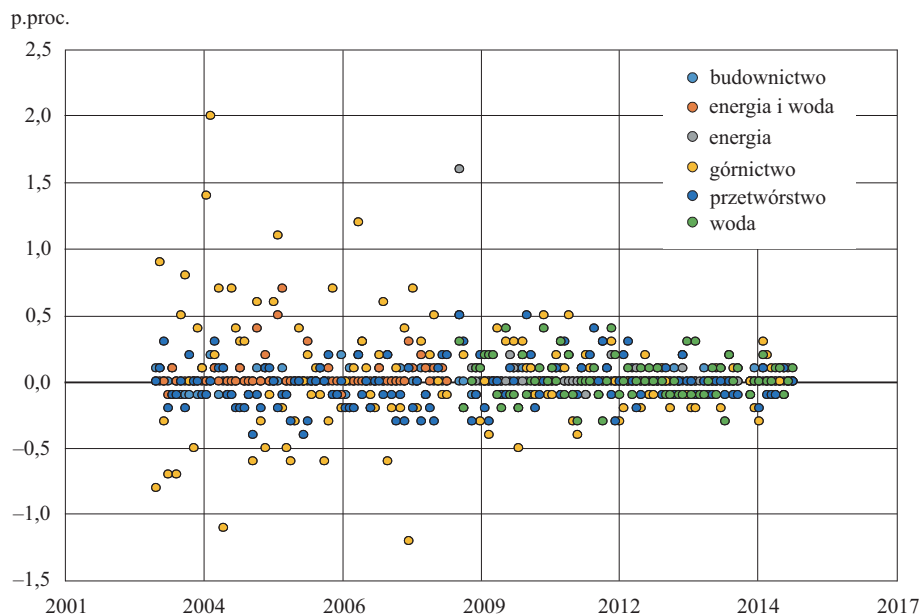
¹⁷ Fakt publikacji finalnych danych *HICP* w biuletynach wynika prawdopodobnie z ich kwartalnej częstotliwości. Miesięczne dane są rewidowane w niewielkim zakresie (Branchi, 2007), głównie miesiąc po pierwszej publikacji.

¹⁸ *Classification of Individual Consumption According to Purpose*.

¹⁹ <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ceny-handel/wskazniki-cen-produkcji-sprzedanej-przemyslu-w-latach-2013-2015-2010100-oraz-w-latach-2009-2012-2005100-i-w-latach-1996-2008-1995100,5,1.html>.

²⁰ Wyjątkiem była druga rewizja danych za okres styczeń 2011 r.—czerwiec 2012 r. opublikowana w lutym 2013 r.

Wykr. 3. REWIZJE PPI ROK/ROKU



Źródło: jak przy wykr. 2.

Wskaźniki koniunktury

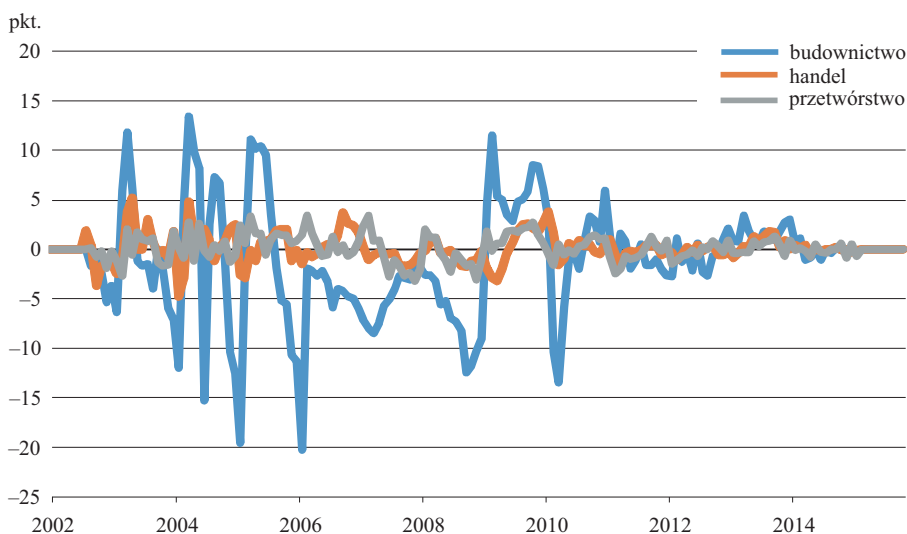
Wskaźniki koniunktury gospodarczej generalnie nie są rewidowane — jedynie na początku 2009 r. zmiana klasyfikacji na PKD 2007 spowodowała nieporównywalność danych publikowanych przed i po tej dacie. Rewizje pojawiają się we wskaźnikach odsezonowanych — według GUS następują co roku w styczniu powodując cykliczne zmiany w publikowanych szeregach. Wykr. 4 przedstawia zagregowane rewizje dla wskaźników odsezonowanych.

Wskaźniki koniunktury konsumenckiej nie są odsezonowywane i nie są rewidowane.

Produkcja przemysłowa

W biuletynach znaleźć można wskaźniki produkcji przemysłowej prezentowane w różnych formatach — indeksów, okresowych i rocznych stóp wzrostu, odsezonowanych i nieodsezonowanych. Wszystkie wskaźniki liczone są w cenach stałych. Tutaj skupiam się na analizie stóp wzrostu²¹. Rewizje metodologiczne miały miejsce na początku 2009 r. (zmiana PKD) i 2013 r.; dodatkowo w latach 2006 i 2011 GUS zmieniał rok bazowy, według którego dokonywano korekty inflacyjnej²². Miesięczne i kwartalne dane o produkcji są rewidowane raz w kolejnym miesiącu, zaś dane roczne do czterech razy — ostatni raz pod koniec kolejnego roku.

Wykr. 4. ZAGREGOWANE REWIZJE WSKAŹNIKÓW KONIUNKTURY GOSPODARCZEJ (sa)

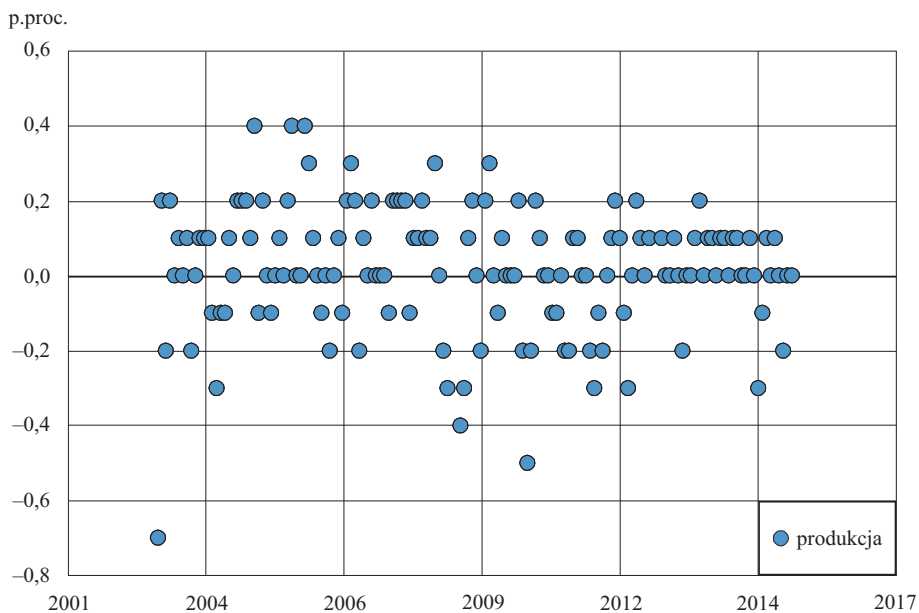
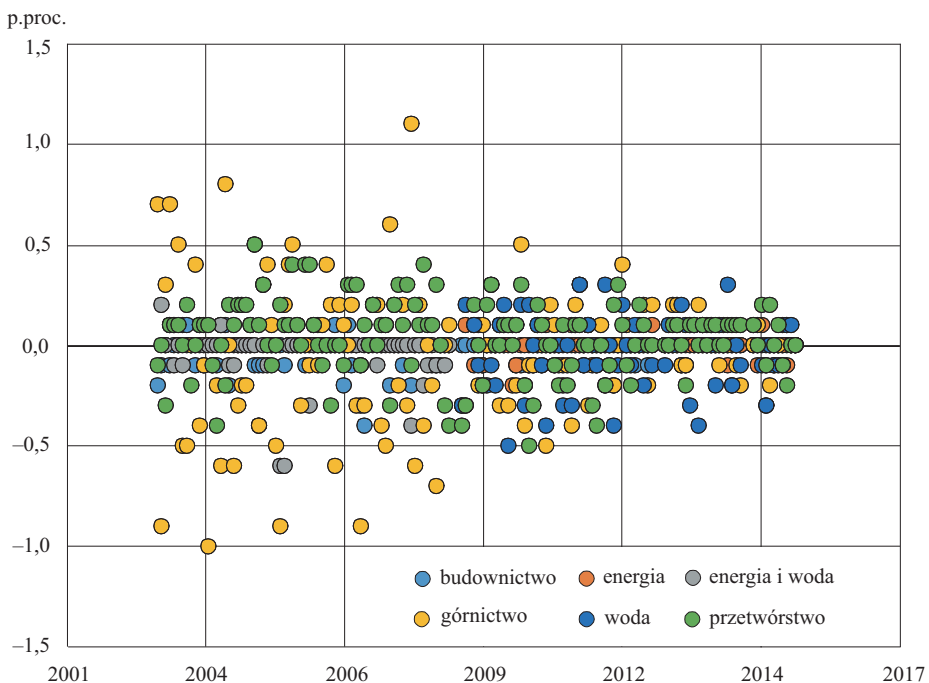


Źródło: jak przy wykr. 2.

²¹ Na przykład Tomczyk (2013) analizuje indeks produkcji.

²² Odpowiednio z 2000 r. na 2005 r. i z 2005 r. na 2010 r. (<http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne/>).

Wykr. 5. REWIZJE PRODUKCJI PRZEMYSŁOWEJ ROK/ROKU



Źródło: jak przy wykr. 2.

Wykr. 5 przedstawia rewizje niemethodologiczne danych miesięcznych, które nie są duże, jedynie dla danych rocznych zmiana jest istotna i średnio wynosi $-0,4$ p.proc. Zmiany metodologiczne średnio obniżały statystykę agregatu o $0,4$ p.proc., dla kategorii budowlanej — o $0,1$ p.proc. więcej. Warto zauważyć, że zmiany metodologiczne implikują spójną zmianę kierunkową, podczas gdy pozostałe rodzaje rewizji niekoniecznie, co sugeruje brak systematycznego wzorca.

Rynek pracy

GUS publikuje wiele danych dotyczących rynku pracy. Podstawowe tablice zawierają dane dotyczące zatrudnienia w gospodarce narodowej i w sektorze przedsiębiorstw, nominalnych i realnych wynagrodzeń w podobnym rozbięciu (z uwzględnieniem sfery budżetowej) oraz rejestrowanej stopy bezrobocia. Szczegółowe tablice zawierają rozbięcia tych danych na sektory lub podkategorie, a także statystykę z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności. Jedyna rewizja dla danych o zatrudnieniu i płacach miała miejsce w styczniu 2009 r. Wynikała ona z wprowadzenia klasyfikacji PKD 2007, dlatego nie uwzględniono tych zmiennych w analizie rewizji. Ze względu na zmiany w Narodowym Spisie Powszechnym²³ i ich wpływ na kalkulację stopy bezrobocia rejestrowanego w latach 2001—2003, uwzględniono tę zmienną jedynie od 2004 r. Miesięczne i roczne dane o bezrobociu są rewidowane raz w roku w październiku — rewizje danych miesięcznych są statystycznie istotnie ujemne (średnio $-0,1$ p.proc., wykr. 6). W celu porównania uwzględniono także zharmonizowaną stopę bezrobocia, kalkulowaną przez Eurostat, która może być rewidowana przy każdej kolejnej publikacji. Z danych zawartych w BS wynika, że zmienna ta jest rewidowana do pięciu razy, przy czym nie miała miejsca żadna zmiana metodologiczna.

Bilans płatniczy

Dane dotyczące bilansu płatniczego podlegały trzem metodologicznym rewizjom — w drugim kwartale 2005 r.²⁴, na początku 2009 r. i w drugim kwartale 2014 r., kiedy NBP wprowadził zmiany zgodne z podręcznikiem BPM6²⁵ oraz we wrześniu 2015 r. przez wprowadzenie standardów ESA 2010. Pierwsza publikacja kwartalnych i rocznych danych następuje pod koniec kolejnego kwartału. Dane kwartalne są rewidowane do sześciu razy²⁶, zaś roczne — do siedmiu²⁷.

²³ <http://stat.gov.pl/en/topics/labour-salaries/registered-unemployment/unemployment-rate-1990-2015,3,1.html>.

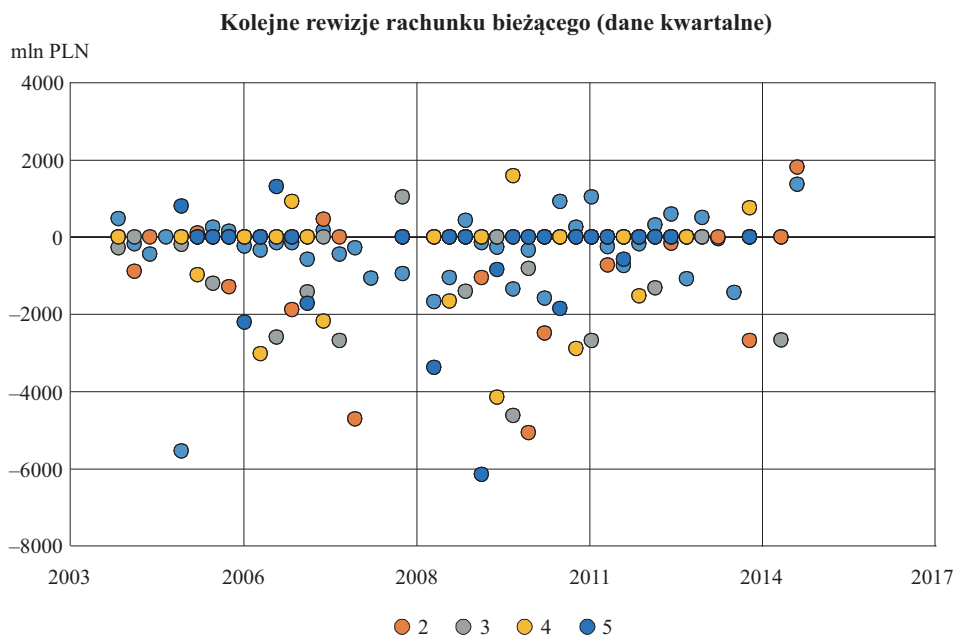
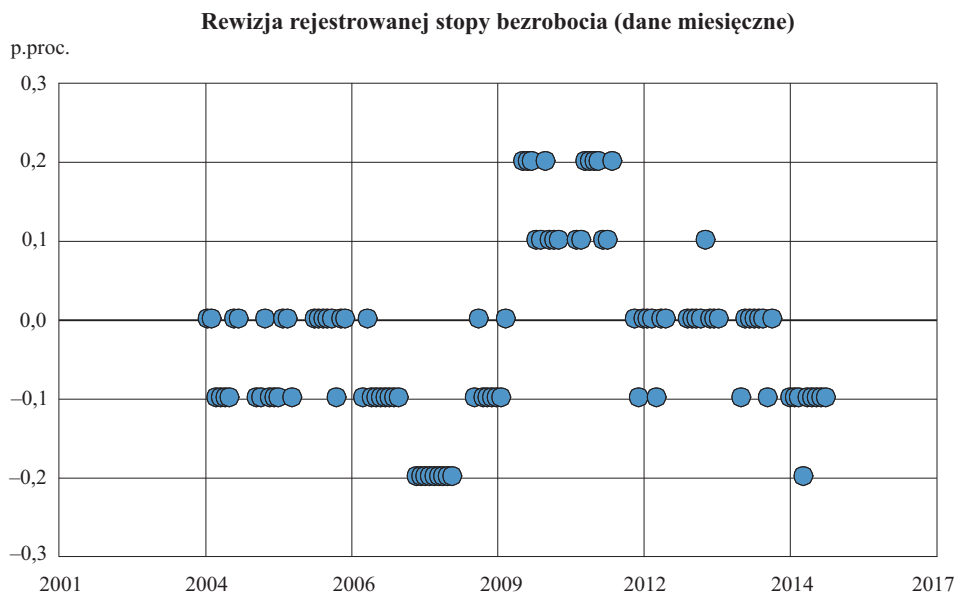
²⁴ http://www.nbp.pl/publikacje/bilans_platniczy/bilans_platniczy2005_2.pdf.

²⁵ https://www.nbp.pl/aktualnosci/wiadomosci_2014/info-bop-iip.pdf.

²⁶ Według NBP „kolejne rewizje są dokonywane na koniec marca i września, a potem przy rewidowaniu danych międzynarodowej pozycji inwestycyjnej za odpowiedni rok” (<http://www.nbp.pl/statystyka/dwn/BoP-uwagi-metodyczne-2015.pdf>).

²⁷ Odpowiednio po 7, 10, 13, 16, 19 i 22 miesiącach od końca odpowiedniego kwartału/roku (z nielicznymi wyjątkami).

Wykr. 6. REWIZJE STOPY BEZROBOCIA I RACHUNKU BIEŻĄCEGO



Źródło: jak przy wykr. 2.

Wykr. 6 przedstawia skalę rewizji niemethodologicznych dla salda rachunku bieżącego — jedynej składowej bilansu, dla której niesystematyczne rewizje są istotne i ujemne (dla kwartalnych danych średnio wynoszą 46% w porównaniu z pierwszą publikacją). Zmianę w tym samym kierunku wywołały rewizje metodologiczne (średnio o 160%).

Agregaty monetarne

Agregaty monetarne są publikowane przez NBP i uwzględniane w BS. Zmiany metodologiczne miały miejsce w czerwcu 2005 r., lipcu 2007 r. oraz w styczniu 2012 r.²⁸ i wszystkie istotnie zwiększyły agregaty M1, M2 i M3 (o 7,3—9,1 mld PLN). Pozostałe rewizje dotyczyły przede wszystkim najszerzej miary M3 — miały miejsce w kolejnym miesiącu po publikacji i po kolejnych dwóch kwartałach. Wskazują one, że w pierwszej publikacji są średnio nieznacznie zaniżone.

Sprzedaż detaliczna towarów

Statystyka sprzedaży detalicznej jest rewidowana rzadko i generalnie raz w kolejnym miesiącu po publikacji (z nielicznymi wyjątkami). Jedyna rewizja metodologiczna w 2009 r. była związana z wprowadzeniem klasyfikacji PKD 2007, która spowodowała wzrost rocznej stopy wzrostu sprzedaży detalicznej średnio o 0,7 p.proc. Do 2005 r. dane były publikowane z 2-miesięcznym opóźnieniem, a od 2005 r. — z miesięcznym. Dane roczne są rewidowane częściej — pierwsza publikacja jest w styczniu kolejnego roku, potem w marcu lub lipcu i październiku/listopadzie. Zagregowane rewizje roczne są statystycznie istotnie ujemne — średnio finalne dane są o -3,2 p.proc. niższe w porównaniu z pierwszą publikacją.

*Finanse publiczne*²⁹

Podobnie jak dla rachunków narodowych, rewizje metodologiczne dla statystyki finansów publicznych obejmują zmianę klasyfikacji ESA 1995 na ESA 2010. Dodatkowo w lutym 2014 r. miało miejsce znaczne obniżenie długu publicznego po zmianach w systemie emerytalnym. Dane publikowane w biuletynach nie wskazują na trwałą regularność publikacji i rewizji. Statystyka długu publicznego jest rewidowana do 2 lat po końcu okresu sprawozdawczego, dane zaś o wydatkach i dochodach budżetowych były rewidowane do dwóch razy, nie później niż rok po okresie sprawozdawczym. Zmiany w statystyce długu publicznego są nieistotne statystycznie. Miesięczna statystyka dochodów i wydatków budżetowych jest rewidowana w górę, natomiast roczna w dół. Choć skala tych zmian jest niewielka (ok. 0,1% w stosunku do pierwszej publikacji), to istotna statystycznie i generuje średnio 6% rewizję miesięcznych danych o deficycie budżetowym, które są zawyżane w pierwszej publikacji.

²⁸ http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/statystyka/pieniezna_i_bankowa/m3.html.

²⁹ Badanie dotyczące polityki fiskalnej krajów Europy Środkowo-Wschodniej oparte na danych w czasie rzeczywistym z EBDR (*European Bank for Reconstruction and Development*) przeprowadził Lewis (2013).

STATYSTYCZNA ANALIZA PRZYCZYŃ REWIZJI

Na koniec chciałabym odpowiedzieć na pytanie: jaka jest przyczyna istotnych niemethodologicznych rewizji polskich danych? W literaturze popularność zyskał test oparty na spostrzeżeniu, że jeśli rewizje wynikają z poszerzenia zbioru informacji (tzn. kolejne odczyty są efektywnymi/racjonalnymi prognozami kolejnych), to rewizja $r_{t,k}$ powinna być nieskorelowana z wcześniejszym odczytem $x_{t,n}$ dla $n < k$ oraz skorelowana z późniejszymi odczytami $x_{t,n}$ dla $n \geq k$. Z kolei jeśli rewizja wynika jedynie z redukcji błędu pomiaru, to powinna być ona skorelowana z wartościami publikowanymi wcześniej, a nieskorelowana z późniejszymi. W pierwszym przypadku (tzw. hipoteza informacji) wariancja kolejnych odczytów powinna rosnąć, a w drugim (tzw. hipoteza błędu) — maleć³⁰. Szczególnie istotne ze statystycznego punktu widzenia jest wyekstrahowanie danych, dla których rewizja wynika z błędu pomiaru. Do weryfikacji tych hipotez stosować można trzy testy:

- 1) test istotności wskazanych korelacji (Mankiw i Shapiro, 1986);
- 2) test oparty na regresjach (Aruoba, 2008):

$$x_{t,k-1} = a_k^{info} + b_k^{info} x_{t,k} + e_{t,k}, \text{ gdzie testujemy } H_0^{info}: a_k^{info} = 0 \text{ i } b_k^{info} = 1,$$

$$x_{t,k} = a_k^{blad} + b_k^{blad} x_{t,k-1} + e_{t,k}, \text{ gdzie testujemy } H_0^{blad}: a_k^{blad} = 0 \text{ i } b_k^{blad} = 1;$$

- 3) test oparty na regresjach (Castro, Pérez i Rodríguez-Vives, 2013):

$$r_{t,k} = a_k^{info} + b_k^{info} x_{t,k-1} + e_{t,k}, \text{ gdzie testujemy } H_0^{info}: a_k^{info} = b_k^{info} = 0,$$

$$r_{t,k} = a_k^{blad} + b_k^{blad} x_{t,k} + e_{t,k}, \text{ gdzie testujemy } H_0^{blad}: a_k^{blad} = b_k^{blad} = 0.$$

Niestety żaden z tych testów nie ma dużej mocy i często nie dają one jednoznacznych wyników³¹, dlatego dla polskiej (relatywnie krótkiej) próbki wykorzystam wszystkie zaproponowane metodologie — konkluzywne wyniki prezentuje tabl. 3.

TABL. 3. WYNIKI TESTÓW DOTYCZĄCYCH PRZYCZYŃ REWIZJI

Zmienne Częstotliwość danych: <i>r</i> — roczna <i>kw</i> — kwartalna <i>m</i> — miesięczna	$Cor(r_t, x_{t,1})$	$Cor(r_t, x_{t,m})$	Test 1	Test 2a	Test 2b	Test 3a	Test 3b
PKB w mln PLN <i>kw</i>	0,04	0,06	błąd	—	—	—	—
Akumulacja w mln PLN <i>r</i>	0,07	0,16	błąd	info	—	—	—
Konsumpcja prywatna w mln PLN <i>kw</i>	0,07	0,11	błąd	—	błąd	—	—

³⁰ Test ten został zaproponowany przez Mankiwa i Shapiro (1986). Hipotezy w literaturze angielskiej to *news vs noise*.

³¹ Aruoba (2008) pokazał, że wnioski mogą także zależeć od wyboru próbek i długości szeregów.

TABL. 3. WYNIKI TESTÓW DOTYCZĄCYCH PRZYCZYŃ REWIZJI (dok.)

Zmienne Częstotliwość danych: <i>r</i> — roczna <i>kw</i> — kwartalna <i>m</i> — miesięczna	$Cor(r_i, x_{i,1})$	$Cor(r_i, x_{i,fin})$	Test 1	Test 2a	Test 2b	Test 3a	Test 3b
<i>Konsumpcja publiczna w mln PLN</i> <i>r</i>	0,47	0,74	—	—	—	błąd	—
<i>Akumulacja^a rr</i> <i>kw</i>	0,34	0,03	info	info	info	info	—
..... <i>r</i>	0,12	0,03	info	info	info	info	—
<i>Eksport^a rr</i> <i>kw</i>	0,02	0,37	błąd	błąd	błąd	błąd	—
..... <i>r</i>	0,04	0,08	błąd	—	błąd	błąd	—
<i>Import^a rr</i> <i>kw</i>	0,63	0,10	info	—	—	—	—
<i>Inwestycje^a rr</i> <i>kw</i>	0,00	0,00	—	błąd	—	błąd	—
..... <i>r</i>	0,03	0,12	błąd	błąd	błąd	—	—
<i>Konsumpcja prywatna^a kw</i>	0,08	0,73	błąd	—	—	—	—
..... <i>rr</i> <i>r</i>	0,23	0,61	—	—	—	info	—
<i>Konsumpcja publiczna^a kw</i>	0,97	0,00	info	—	info	—	—
..... <i>rr</i> <i>r</i>	0,95	0,00	info	—	info	info	info
<i>Konsumpcja^a rr</i> <i>kw</i>	0,12	0,00	info	—	info	—	—
..... <i>r</i>	0,23	0,03	info	—	—	—	info
<i>Popyt krajowy^a rr</i> <i>r</i>	0,00	0,00	—	—	—	błąd	—
<i>Wartość dodana^a rr</i> <i>kw</i>	0,16	0,02	info	—	info	—	—
<i>PPI budownictwa rr</i> <i>m</i>	0,07	0,04	info	—	info	—	—
<i>PPI kwkw</i> <i>kw</i>	0,03	0,01	—	info	—	—	—
<i>PPI rr</i> <i>m</i>	0,29	0,09	info	info	info	info	—
..... <i>kw</i>	0,32	0,27	—	—	—	info	—
<i>Produkcja budowlana^a rr</i> <i>r</i>	0,00	0,00	—	—	—	błąd	—
<i>Produkcja przemysłowa^a mm</i> <i>m</i>	0,06	0,13	błąd	—	błąd	—	—
<i>Produkcja przemysłowa^a rr</i> <i>r</i>	0,10	0,07	info	—	—	info	—
<i>Dochody państwa w mln PLN</i> <i>m</i>	0,46	0,60	—	—	—	info	—
<i>Wydatki państwa w mln PLN</i> <i>r</i>	0,84	0,83	—	—	—	info	—
<i>Rachunek bieżący w mln kw PLN</i> <i>r</i>	0,89	0,04	info	—	info	—	—
..... <i>r</i>	0,67	0,09	info	—	info	—	—
<i>Rachunek finansowy kw w mln PLN</i> <i>r</i>	0,97	0,24	—	—	—	info	—
..... <i>r</i>	0,90	0,59	—	—	—	info	—
<i>Saldo błędów i opuszczeń w mln PLN</i> ... <i>kw</i>	0,04	0,89	błąd	—	—	—	—
<i>Stopa bezrobocia</i> <i>m</i>	0,00	0,04	—	błąd	błąd	błąd	—
<i>M1 w mld PLN</i> <i>m</i>	0,17	0,17	—	—	—	błąd	—
<i>M3 w mld PLN</i> <i>m</i>	0,13	0,14	—	—	—	błąd	—
<i>Sprzedaż detaliczna rr</i> <i>r</i>	0,05	0,52	błąd	—	błąd	—	—

^a Dane niewyrównane sezonowo.

U w a g a. Oznaczenia: *rr* — rok do roku, *kwkw* — kwartał do kwartału, *mm* — miesiąc do miesiąca. Testy 2a i 3a odpowiadają hipotezom opisanym powyżej, testy 2b i 3b nie uwzględniają zerowania się wyrazu wolnego w hipotezie zerowej (pomijają obciążenie). Przyjęto 10% poziom istotności³².

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

³² Jak zauważył Zarnowitz (1985) regresje tego typu mogą cierpieć na obciążenie związane z wielkością próby, dlatego zaleca on stosowanie 10% poziomu istotności.

Po pierwsze trzeba zauważyć, że zgodnie z literaturą prezentowane testy nie mają wysokiej mocy i często dają niekonkluzywne, a nawet w jednym przypadku sprzeczne wyniki (dla nominalnej akumulacji). Z drugiej jednak strony dla niektórych zmiennych kilka testów potwierdza jednoznacznie określony charakter rewizji. Na przykład dla rocznej stopy wzrostu akumulacji, konsumpcji publicznej czy *PPI* rewizje wynikają z poszerzenia zbioru informacji, zaś dla wzrostu eksportu, inwestycji, zharmonizowanej stopy bezrobocia, agregatów monetarnych czy sprzedaży detalicznej wyniki potwierdzają rewizje wynikające z błędów pomiaru. Pomimo słabości omawianych testów są one ciągle stosowane w literaturze przedmiotu. Wyniki należy jednak interpretować ostrożnie i uzupełniać analizą prognozowania rewizji.

Podsumowanie i kierunki badań

Artykuł ma na celu zaprezentowanie nowego zbioru danych makroekonomicznych w czasie rzeczywistym dla Polski oraz, na jego podstawie, analizę głównych własności rewizji. Okazuje się, że dla większości rewidowanych zmiennych rewizje są systematyczne, statystycznie istotne i nierzadko o dużej skali. Ważnym wnioskiem są duże różnice w relatywnej skali rewizji dla tych samych zmiennych publikowanych w różnych formatach, np. między wartościami nominalnymi a rocznymi stopami wzrostu dla rachunków narodowych. Należy pamiętać, że odsezonowywanie generuje istotne rewizje, często bezterminowe nawet dla zmiennych, które same nie są rewidowane (np. indeksy koniunktury). W końcu analiza porównawcza różnych zbiorów danych wskazuje, że nie zawsze są one spójne metodologicznie, co może generować istotne problemy z ich wykorzystaniem. Ponadto weryfikacja statystycznej przyczyny niemethodologicznych rewizji wielu zmiennych potwierdziła hipotezę dotyczącą błędów pomiaru — jest to istotne z punktu widzenia własności statystycznych modeli wykorzystujących te zmienne.

Warto też podkreślić, że polski system statystyczny ulega coraz większemu ujednoczeniu, a zatem problemy z identyfikacją momentów rewizji, z którymi borykaliśmy się w tym badaniu, powinny już nie mieć miejsca w przyszłości.

Nowy zbiór danych w czasie rzeczywistym umożliwia wiele ciekawych analiz, dotąd niedostępnych dla polskiej gospodarki, zaczynając od dokładniejszych badań samych procesów rewizyjnych i analiz porównawczych, jak również dotyczących prognoz, istotności rewizji w modelowaniu, a kończąc na badaniach wpływu danych makroekonomicznych na rynki finansowe. W kolejnych artykułach mam nadzieję odpowiedzieć na wiele z tych pytań badawczych.

mgr Paulina Ziemińska — *Uniwersytet Warszawski*

LITERATURA

- Amir-Ahmadi, P., Matthes, C., Wang, M. (2015). Measurement errors and monetary policy: Then and now. *Working Paper*.
- Aruoba, S.B. (2008). Data revisions are not well behaved. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40, no. 2 i 3.

- Branchi, M. (2007). Analysis of revisions to general economic statistics. *ECB Occasional Paper*, vol. 74.
- Castro, F., Pérez, J.J., Rodríguez-Vives, M. (2013). Fiscal data revisions in Europe. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 45, no. 6.
- Clark, T.E., McCracken, M.W. (2010). *Testing for unconditional predictive ability*. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper.
- Croushore, D. (2006). Forecasting with Real-Time Macroeconomic Data. W: *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier.
- Croushore, D. (2010). An evaluation of inflation forecasts from surveys using real-time data. *The BE Journal of Macroeconomics*, vol. 10, no. 1.
- Croushore, D. (2011). Frontiers of real-time data analysis. *Journal of Economic Literature*, vol. 49, no. 1.
- Croushore, D., Stark, T. (2001). A real-time data set for macroeconomists. *Journal of econometrics*, vol. 105, no. 1.
- Croushore, D., Stark, T. (2003). A real-time data set for macroeconomists: Does the data vintage matter? *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no. 3.
- Diebold, F.X., Rudebusch, G.D. (1991). Forecasting output with the composite leading index: A real-time analysis. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 86, no. 415.
- Jeznach, M., Cierpiął-Wolan, M. (2014). Szybkie szacunki kwartalnego PKB a jakość i wiarygodność danych. *Wiadomości Statystyczne*, nr 2.
- Lewis, J. (2013). Fiscal policy in central and eastern Europe with real-time data: cyclicality, inertia and the role of EU accession. *Applied Economics*, vol. 45, no. 23.
- Mankiw, G.N., Shapiro, M.D. (1986). News or noise? An analysis of GNP revisions. Technical report. *National Bureau of Economic Research*.
- McKenzie, R. (2006). Undertaking revisions and real-time data analysis using the OECD main economic indicators original release data and revisions database. *OECD Working Paper*.
- Tomczyk, E. (2013). End-of-sample vs. real-time data: Perspectives for analysis of expectations. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, nr 93.
- Tomczyk, E. (2014). Influence of data vintage on quantification of expectations. *Applied Econometrics Papers*, vol. 1, no. 1.
- Zarnowitz, V. (1985). Rational expectations and macroeconomic forecasts. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 3, no. 4.

Summary. *This study aims to present the new real-time set of macroeconomic data for the Polish economy constructed on the basis of the monthly Statistical Bulletins published by the Central Statistical Office. This dataset gives answers to many important questions on the revision processes which have an influence on the consistency of data as well as effects on attributes of econometric models and statistical inference. In particular, in this article methodological revisions were discussed and their types were specified. It is a base for the statistical analysis and verification of reasons of unexpected non-methodological revisions. The research indicates that in the significant group of variables revisions are systematic. This is a result of the error measurement reduction, not the accessibility of new information which has significant implications for modeling.*

Keywords: data revisions, real-time data, national accounts.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dariusz KOTLEWSKI

Dekompozycje wartości dodanej brutto na wkłady wynagrodzeń czynników praca i kapitał

Streszczenie. *Artykuł dotyczy dekompozycji wartości dodanej brutto na kontrybucje wynagrodzeń czynników pierwotnych. Zaprezentowana metodologia — dzięki przyjęciu założeń wynikających z dostępności danych GUS — umożliwiła zrealizowanie szerokich przeliczeń danych dla lat 2001—2012 nie tylko dla zagregowanej polskiej gospodarki, ale także według sekcji PKD, województw oraz jednocześnie sekcji i województw. Dekompozycję wykonano na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych (BDL) oraz z rachunków narodowych GUS wykorzystanych w badaniu dotyczącym rachunku produktywności KLEMS. Na koniec zaproponowano kontynuację badań mającą na celu pełniejsze dekompozycje, umożliwiające m.in. wyznaczenie TFP (total factor productivity).*

Słowa kluczowe: czynniki produkcji, czynnik praca, czynnik kapitał, wynagrodzenie czynników, dekompozycje wartości dodanej brutto, zatrudnieni, sekcje PKD, województwa.

JEL: O47, E22, E23, E24

W warstwie teoretycznej artykuł wykorzystuje znane narzędzia dekompozycji wartości dodanej brutto (*WDB*) na składowe związane z czynnikami produkcji. Nowym elementem jest natomiast wykonanie tych dekompozycji dla województw i sektorów gospodarki polskiej (sekcje PKD). Określona dostępność danych wymagała również rozwinięcia technik statystycznych, w celu odpowiedniego przeliczenia danych do postaci nadających się do zastosowania w rachunku dekompozycji. Prezentowane rachunki wykonano jako wkład wła-

sny autora do opracowania Lewandowski i in. (2015) pt. *Dekompozycja czynnikowa*¹.

CHARAKTERYSTYKA OGÓLNA

W najprostszym ujęciu „dekompozycja czynnikowa” (w artykule przyjęto jedno z możliwych określeń) polega na rozdzieleniu, czyli dekompozycji wzrostu gospodarczego na przyczyniające się doń czynniki produkcji. Zwykle ów wzrost gospodarczy jest reprezentowany przez takie miary, jak produkcja globalna, PKB lub wartość dodana brutto (*WDB*)². Z kolei wspomniane czynniki produkcji to zwykle tzw. czynniki pierwotne, czyli praca i kapitał. Z uwagi na stosowanie w rachunkach narodowych równości³:

$$WDB = WP + WK \quad (1)$$

gdzie *WP* to całkowite wynagrodzenie czynnika praca (dla kraju, województw, sekcji PKD i innych agregacji, a także przedsiębiorstw), a *WK* — także wynagrodzenie czynnika kapitał, będziemy w dekompozycji posługiwać się *WDB* jako miarą rozmiaru działalności gospodarczej (czyli łącznego dochodu czynników produkcji), gdyż zapewni to formalną ścisłość realizowanych obliczeń i ich zgodność z rachunkami narodowymi. Dla uproszczenia dalej w artykule będziemy się posługiwać określeniami „wynagrodzenie pracy” oraz „wynagrodzenie kapitału”. Przyjmuje się, zgodnie z założeniem bardzo często obecnym w teorii ekonomii za Solowem (1956, 1957), że w gospodarce występują doskonała konkurencja oraz stałe przychody skali, jak również, iż czynniki produkcji są wynagradzane według ich krańcowej produktywności⁴. W związku z tym analiza przyrostu ich wynagrodzeń (*WP* i *WK*) zasadniczo stanowi również, w świetle tego założenia, analizę przyrostu ich produktywności.

Aby równość (1) była zawsze formalnie spełniona, jedna z trzech użytych w niej zmiennych musi być obliczana rezydualnie z dwóch pozostałych. Najczęściej w rachunkowości wzrostu gospodarczego (np. w dekompozycjach typu

¹ Wszystkie wyniki badań przeprowadzonych w ramach projektu unijnego POPT (Program Operacyjny Pomoc Techniczna) są dostępne na stronie GUS <http://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/statystyka-dla-polityki-spojnosci/realizacja-prac-metodologicznych-analiz-ekspertyz-oraz-prac-badawczych-na-potrzeby-polityki-spojnosci/dezagregacja-wskaznikow-z-obszaru-rachunkow-narodowych-i-regionalnych/>.

² Produkcja globalna jest obliczana w rachunkach narodowych jako suma zużycia pośredniego i *WDB*. Aby otrzymać PKB z *WDB*, należy do *WDB* dodać podatki od produktów i odjąć subsydia do produktów.

³ Rachunki narodowe oparte są na systemach SNA (*System of National Accounts*) oraz ESA (*European System of Accounts*). Równanie (1) jest spełnione, jeżeli się założy, że w gospodarce panuje doskonała konkurencja oraz stałe przychody skali.

⁴ O funkcji produkcji i jej własnościach szerzej np. w opracowaniu Growca (2012).

KLEMS⁵) oblicza się rezydualnie wynagrodzenie kapitału, gdyż dane dotyczące tej zmiennej są trudniejsze do zmierzenia i wyszacowania. W pracy metodologicznej nad rachunkiem dekompozycji zastosowano „metodę rezydualnie obliczanych zmiennych dotyczących wynagrodzenia kapitału” jako lepszą od ewentualnie możliwej „metody rezydualnie obliczanych zmiennych dotyczących wynagrodzenia pracy”, choć wyniki obydwu powinny być do siebie zbliżone przynajmniej w zakresie wyższych agregacji.

Podstawowym źródłem danych do rachunku dekompozycji jest BDL. Otrzymano z tego źródła dane dotyczące regionów NTS 2 (czyli województw⁶) w podziale na sekcje PKD. Dane uzyskane z BDL według sekcji PKD i województw to:

- koszty związane z zatrudnieniem, czyli ta część *WDB*, która jest przeznaczona na wynagrodzenia brutto dla pracowników formalnie zatrudnionych⁷;
- zatrudnieni, czyli liczba pracowników legalnie zatrudnionych;
- środki trwałe brutto w cenach ewidencyjnych.

W związku z tym, że dane BDL dotyczące środków trwałych są w cenach ewidencyjnych, należało sięgnąć również do danych z rachunków narodowych dotyczących środków trwałych w cenach bieżących oraz stałych. Wykorzystano też tzw. deflatory, które obliczono przy pomocy tablic transmisyjnych do Eurostatu, wykorzystując zmienne dotyczące *WDB* w cenach bieżących i stałych oraz *WP* w cenach bieżących (bez cen stałych⁸). Dane w tablicach transmisyjnych do Eurostatu występują w podziale na sekcje, ale nie na województwa⁹.

Z uwagi na charakterystykę dostępnych danych w dekompozycji w równaniu (1) przyjmuje się definicję wynagrodzenia pracy (*WP*) jako całkowite wynagrodzenie osób legalnie zatrudnionych, bez tzw. samozatrudnienia. Wynagrodzenie kapitału (*WK*) obejmuje zatem w tym wypadku wynagrodzenie tzw. samozatrudnionych, tj. głównie osób będących właścicielami środków wy-

⁵ Opartych na opracowaniach Solowa (1956, 1957) oraz stanowiących ich rozwinięcie: Jorgenson (1963, 1989); Jorgenson i Griliches (1967); Jorgenson, Gollop i Fraumeni (1987); Jorgenson, Ho i Stiroh (2005). Metodologia KLEMS (K — *Capital*, L — *Labour*, E — *Energy*, M — *Materials*, S — *Services*), jako jej odmiana EU KLEMS, została podsumowana w opracowaniach — Timmer i in. (2007) oraz O'Mahony i Timmer (2009).

⁶ Nomenklatura Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych (NTS) została opracowana na podstawie stosowanej w krajach Unii Europejskiej Klasyfikacji Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych (NUTS) oraz polskiego Krajowego Rejestru Urzędowego Podziału Terytorialnego Kraju (TERYT).

⁷ Na podstawie różnego rodzaju formalnych umów, czyli bez tzw. szarej strefy, a przede wszystkim bez tzw. samozatrudnienia, jednak łącznie ze wszystkimi kosztami pracy, także ze składkami socjalnymi.

⁸ Wiąże się to z koniecznością dokonania obliczeń na podstawie założenia, że w przypadku wynagrodzenia pracy można wykorzystać deflatory obliczone dla *WDB*.

⁹ Występują one także w podziale na działy PKD 2007, a właściwie NACE Rev. 2, który teoretycznie jest ścisłym odpowiednikiem systemu PKD 2007. Tablice transmisyjne to tablice, przy pomocy których GUS przesyła do Eurostatu wymagane dane dotyczące Polski.

twórczych (właściciele firm, rolnicy)¹⁰, którzy za pracę na własny rachunek wypłacają sobie wynagrodzenie w postaci zysku. Jest ono zatem formalnie nieodróżnialne od czystego wynagrodzenia kapitału, czyli wynagrodzenia za samo posiadanie środków wytwórczych. Trzy metody oszacowania tego samozatrudnienia¹¹, w celu przeniesienia go do czynnika praca, realizowane w rachunkach wzrostu gospodarczego dla agregatów całej gospodarki, nie są skuteczne w przypadku sekcji i województw i dają bardzo rozbieżne wyniki, dlatego metody doszacowania czynnika praca o samozatrudnienie nie mogły być wykorzystane¹². Jednak dekompozycja całości dochodu czynników produkcji (który sumuje się do *WDB*) na składowe w postaci „wynagrodzenia rejestrowanej pracy najemnej” i „rezydualnie obliczonego wynagrodzenia właścicieli kapitału” stanowi dobre przybliżenie dekompozycji na wkłady czynników „praca” i „kapitał”, szczególnie w zakresie badania ich dynamiki i różnic względnych. Ponadto analiza wkładu „pracy najemnej” *versus* wkład „właścicieli środków wytwórczych” w *WDB* ma swój walor odrębny. Rozwinięciem jest wykonanie tej dekompozycji także na jednego zatrudnionego, co umożliwia dodatkowe obserwacje i wnioski.

CHARAKTERYSTYKA FORMALNA

W celu wykonania dekompozycji przyrostu *WDB* na wkłady (czyli tzw. kontrybucje) wynagrodzeń czynników produkcji należy posłużyć się procedurą zgodną z założeniami neoklasycznej teorii wzrostu gospodarczego¹³. W rachunkach nie zastosowano procedury Törnqvista, tylko wykonano poniższe rachunki na każdym poziomie agregacji¹⁴. Zamiast równania (1) należy wykorzystać do tego celu następujące równanie¹⁵:

$$\Delta WDB/WDB_{(-1)} = \alpha \Delta WP/WP_{(-1)} + \beta \Delta WK/WK_{(-1)} \quad (2)$$

gdzie $\alpha = (WP/WDB + WP_{(-1)}/WDB_{(-1)})/2$ oraz $\beta = (WK/WDB + WK_{(-1)}/WDB_{(-1)})/2$.

Jeżeli obowiązuje równość (1), to przyrost względny (procentowy) wartości dodanej brutto $\Delta WDB/WDB_{(-1)} = (WDB - WDB_{(-1)})/WDB_{(-1)}$ jest równy sumie przyrostów względnych (procentowych) wynagrodzenia pracy $\Delta WP/WP_{(-1)} = (WP - WP_{(-1)})/WP_{(-1)}$ oraz wynagrodzenia kapitału $\Delta WK/WK_{(-1)} = (WK - WK_{(-1)})/WK_{(-1)}$

¹⁰ Dochodzi do tego „niewidzialne” wynagrodzenie członków rodzin właścicieli (zwykle) małych firm, wynagrodzenie osób pracujących nielegalnie i każde inne wynagrodzenie nierejestrowane.

¹¹ Patrz np. ILO (2014), s. 173.

¹² Trwają jednak prace nad znalezieniem ewentualnego rozwiązania tego problemu.

¹³ W ujęciu wspomnianych opracowań — Solow (1956, 1957) oraz rozwinięć: Jorgenson (1963, 1989); Jorgenson i Griliches (1967); Jorgenson i in. (1987) oraz Jorgenson i in. (2005).

¹⁴ Procedura agregacji Törnqvista wymaga stosowania wyrażeń logarytmicznych dla przyrostów względnych, o czym dalej.

¹⁵ Posługujemy się symbolami zastosowanymi w zrealizowanym projekcie POPT.

$/WK_{(-1)}$, zważonych (pomnożonych przez) ich udziałami w WDB^{16} . Tak jest, jeżeli przyrosty te są infinitezymalnie małe, czyli w czasie ciągłym. Jeżeli czas jest dyskretny, tzn. gdy występują mierzalne interwały czasowe, wówczas należy stosować przybliżone wagi α i β w postaci podanych wyżej wzorów jako średnie międzyokresowe udziały wynagrodzeń czynników produkcji w WDB (czyli dokonuje się interpolacji liniowej). Subskrypt (-1) oznacza przy tym okres uprzedni. Wzór (2) zawiera niewielki błąd, ponieważ dotyczy czasu dyskretnego. Aby ten błąd nie narastał przy dalszych obliczeniach, przyjmuje się dla kontrybucji WK , zamiast wyrażenia $\beta\Delta WK/WK_{(-1)}$, wartość rezydualną według wzoru:

$$\text{kontrybucja } WK \text{ do } \Delta WDB/WDB_{(-1)} = \Delta WDB/WDB_{(-1)} - \alpha \Delta WP/WP_{(-1)} \quad (3)$$

Dla przyrostów na zatrudnionego równanie (2) należy przekształcić do postaci:

$$\frac{\Delta(WDB/Z)}{WDB_{(-1)}/Z_{(-1)}} = \alpha \frac{\Delta(WP/Z)}{WP_{(-1)}/Z_{(-1)}} + \beta \frac{\Delta(WK/Z)}{WK_{(-1)}/Z_{(-1)}} \quad (4)$$

gdzie Z to liczba zatrudnionych w okresie bieżącym, a $Z_{(-1)}$ — liczba zatrudnionych w okresie uprzednim. W równaniu (4) obowiązują wzory: $\Delta(WDB/Z) = WDB/Z - WDB_{(-1)}/Z_{(-1)}$, $\Delta(WP/Z) = WP/Z - WP_{(-1)}/Z_{(-1)}$ oraz $\Delta(WK/Z) = WK/Z - WK_{(-1)}/Z_{(-1)}$. Jednak w praktyce, kontrybucję kapitału do przyrostu WDB na zatrudnionego, zamiast z wyrażenia $\beta\Delta(WK/Z)/(WK_{(-1)}/Z_{(-1)})$, wyznacza się rezydualnie zgodnie z równaniem:

$$\text{kontrybucja } WK \text{ do } \frac{\Delta(WDB/Z)}{WDB_{(-1)}/Z_{(-1)}} = \frac{\Delta(WDB/Z)}{WDB_{(-1)}/Z_{(-1)}} - \alpha \frac{\Delta(WP/Z)}{WP_{(-1)}/Z_{(-1)}} \quad (5)$$

czyli poprzez odjęcie kontrybucji WP na zatrudnionego od przyrostu WDB na zatrudnionego.

We wszystkich powyższych wzorach, dla uproszczenia, pominięto subskrypty odnoszące się do regionów i sektorów gospodarki (wykorzystanych w rachunku województw i sekcji). Ze względu na problem zaburzającego wpływu inflacji na pomiary przyrostów w czasie należy je liczyć realnie.

Z kolei odchylenia WDB na zatrudnionego dla danego województwa w stosunku do średniej krajowej i kontrybucje czynników do tego odchylenia teoretycznie spełnia równanie:

¹⁶ W zasadzie jest to elastyczność zmiennej objaśnianej w stosunku do zmiennych objaśniających, ale przy dość powszechnie przyjmowanych założeniach (o stałych przychodach skali i doskonałej konkurencji) przyjmuje się, że są one równe udziałom, o których mowa w tekście.

$$\frac{WDB_j / Z_j - WDB / Z}{WDB / Z} = \alpha \frac{WP_j / Z_j - WP / Z}{WP / Z} + \beta \frac{WK_j / Z_j - WK / Z}{WK / Z} \quad (6)$$

gdzie subskrypt j określa wartości dla danego województwa, podczas gdy pozostałe wartości są wartościami dotyczącymi całego kraju¹⁷. Także tutaj w praktyce kontrybucję kapitału do odchylenia WDB na zatrudnionego oblicza się rezydualnie ze wzoru:

$$\begin{aligned} \text{kontrybucja } WK \text{ do } \frac{WDB_j / Z_j - WDB / Z}{WDB / Z} &= \\ &= \frac{WDB_j / Z_j - WDB / Z}{WDB / Z} - \alpha \frac{WP_j / Z_j - WP / Z}{WP / Z} \end{aligned} \quad (7)$$

zamiast z wyrażenia $\beta(WK_j/Z_j - WK/Z)/(WK/Z)$, podobnie jak poprzednio. Parametry α i β we wzorach (6) i (7) są obliczane z wzorów $\alpha = WP/WDB$ oraz $\beta = WK/WDB$, czyli w tym wypadku nie oblicza się ich w drodze interpolacji liniowej, jak w pozostałych przypadkach, gdyż w równaniu (7) używa się danych tylko z jednego okresu. Ponadto dla wzorów (6) i (7) przyjęto pryncypialnie parametry średnie dla całego kraju. Poniżej zaprezentowano listę 24 wykonanych obliczeń:

udział pracy

- 1) udział wynagrodzenia pracy w WDB — $UWP = WP/WDB$,
- 2) zmiana udziału wynagrodzenia pracy w WDB — $\Delta UWP = WP/WDB - WP_{(-1)}/WDB_{(-1)}$;

rezydualna rentowność kapitału brutto (RK)¹⁸

- 3) rezydualna rentowność kapitału brutto (stosunek WK do kapitału) — $RK = WK/K$,
- 4) zmiana rezydualnej rentowności kapitału brutto — $\Delta RK = WK/K - WK_{(-1)}/K_{(-1)}$;

dekompozycja realnych przyrostów względnych WDB

- 5) realny przyrost względny WDB ¹⁹ — $\delta wdb = \Delta WDB / WDB_{(-1)}$, gdzie: $\Delta WDB = WDB - WDB_{(-1)}$, WDB w cenach stałych, $WDB_{(-1)}$ w cenach bieżących,

¹⁷ Dekompozycja (6) daje wyniki zbliżone do wyników dekompozycji opartej na funkcji produkcji Cobba-Douglasa (Caselli, 2005; Hall i Jones, 1999), jeżeli w gospodarce występują stałe przychody skali (gdy $\alpha + \beta = 1$) oraz odchylenia województw od średniej krajowej są niewielkie.

¹⁸ Nie należy mylić tak obliczonej rezydualnej rentowności kapitału z innymi koncepcjami rentowności kapitału.

¹⁹ Zachowano oryginalne oznaczenia zastosowane przy realizacji rachunku; patrz Lewandowski i in. (2015).

- 6) realny przyrost względny WP — $\delta wp = \Delta WP / WP_{(-1)}$, gdzie: $\Delta WP = WP - WP_{(-1)}$, WP w cenach stałych, $WP_{(-1)}$ w cenach bieżących,
- 7) realny przyrost względny WK — $\delta wk = \Delta WK / WK_{(-1)}$, gdzie: $\Delta WK = WK - WK_{(-1)}$, WK w cenach stałych, $WK_{(-1)}$ w cenach bieżących,
- 8) kontrybucja WP w przyroście WDB — $\alpha \cdot \delta wp = \delta wp \cdot (UWP + UWP_{(-1)})/2$,
- 9) kontrybucja WK w przyroście WDB — $\beta \cdot \delta wk = \delta wk \cdot [(1 - UWP) + (1 - UWP_{(-1)})]/2$, w praktyce liczona rezydualnie jako: *kontrybucja WK do $\delta wdb = \delta wdb - \alpha \cdot \delta wp$* ;

dekompozycja realnych przyrostów WDB na zatrudnionego Z

- 10) realny przyrost względny WDB na Z — $\delta wdb/z = \Delta(WDB/Z) / (WDB_{(-1)}/Z_{(-1)})$, $\Delta(WDB/Z) = WDB/Z - WDB_{(-1)}/Z_{(-1)}$, WDB w cenach stałych, $WDB_{(-1)}$ w cenach bieżących,
- 11) realny przyrost WP na Z — $\delta wp/z = \Delta(WP/Z) / (WP_{(-1)}/Z_{(-1)})$, $\Delta(WP/Z) = WP/Z - WP_{(-1)}/Z_{(-1)}$, WP w cenach stałych, $WP_{(-1)}$ w cenach bieżących,
- 12) realny przyrost względny WK na Z — $\delta wk/z = \Delta(WK/Z) / (WK_{(-1)}/Z_{(-1)})$, $\Delta(WK/Z) = WK/Z - WK_{(-1)}/Z_{(-1)}$, WK w cenach stałych, $WK_{(-1)}$ w cenach bieżących,
- 13) kontrybucja WP w przyroście WDB na Z — $\alpha \cdot \delta wp/z = (\delta wp/z) \cdot (UWP + UWP_{(-1)})/2$,
- 14) kontrybucja WK w przyroście WDB na Z — $\beta \cdot \delta wk/z = (\delta wk/z) \cdot [(1 - UWP) + (1 - UWP_{(-1)})]/2$, w praktyce liczona rezydualnie jako: *kontrybucja WK do $\delta wdb/z = \delta wdb/z - \alpha \cdot \delta wp/z$* ;

dekompozycja odchylenia WDB na zatrudnionego Z

- 15) odchylenie od średniej WDB na Z — $O(WDB/Z) = (WDB_i/Z_i - WDB/Z) / (WDB/Z)$, gdzie i to oznaczenie danego województwa, danej sekcji lub jednocześnie województwa i sekcji,
- 16) odchylenie od średniego WP na Z — $O(WP/Z) = (WP_i/Z_i - WP/Z) / (WP/Z)$,
- 17) odchylenie od średniego WK na Z — $O(WK/Z) = (WK_i/Z_i - WK/Z) / (WK/Z)$,
- 18) kontrybucja WP w odchyleniu od średniej WDB na zatrudnionego Z — $\alpha \cdot O(WP/Z) = O(WP/Z) \cdot UWP$; udział α nie jest liczony międzyokresowo,
- 19) kontrybucja WK w odchyleniu od średniej WDB na zatrudnionego Z — $\beta \cdot O(WK/Z) = O(WK/Z) \cdot (1 - UWP)$; udział β nie jest liczony międzyokresowo; w praktyce liczona rezydualnie jako: *kontrybucja WK do $O(WDB/Z) = O(WDB/Z) - \alpha \cdot O(WP/Z)$* ;

zmiany w odchyleniach WDB na zatrudnionego Z

- 20) zmiana odchylenia od średniej WDB na Z — $\Delta O(WDB/Z) = O(WDB/Z) - O(WDB/Z)_{(-1)}$,
- 21) zmiana odchylenia od średniego WP na Z — $\Delta O(WP) = O(WP) - O(WP)_{(-1)}$,
- 22) zmiana odchylenia od średniego WK na Z — $\Delta O(WK) = O(WK) - O(WK)_{(-1)}$,

- 23) kontrybucja WP w zmianie odchylenia od średniej WDB na Z —
 $\alpha \cdot \Delta O(WP) = \Delta O(WP) \cdot (UWP + UWP_{(-1)})/2$,
- 24) kontrybucja WK w zmianie odchylenia od średniej WDB na Z —
 $\beta \cdot \Delta O(WK) = \Delta O(WK) \cdot [(1 - UWP) + (1 - UWP_{(-1)})]/2$, w praktyce liczona rezy-
dualnie jako: *kontrybucja WK do $\Delta O(WDB) = \Delta O(WDB) - \alpha \cdot \Delta O(WP)$.*

WYNIKI I ICH INTERPRETACJA

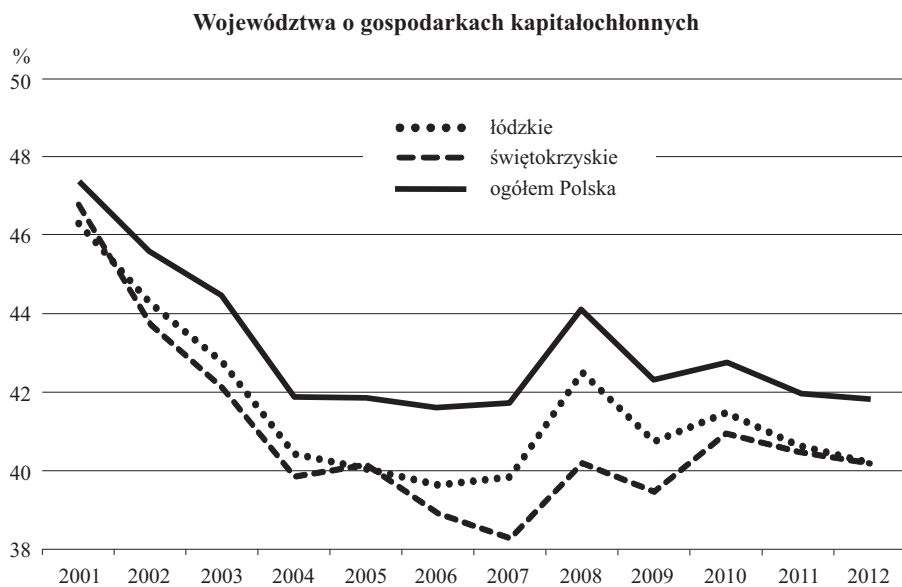
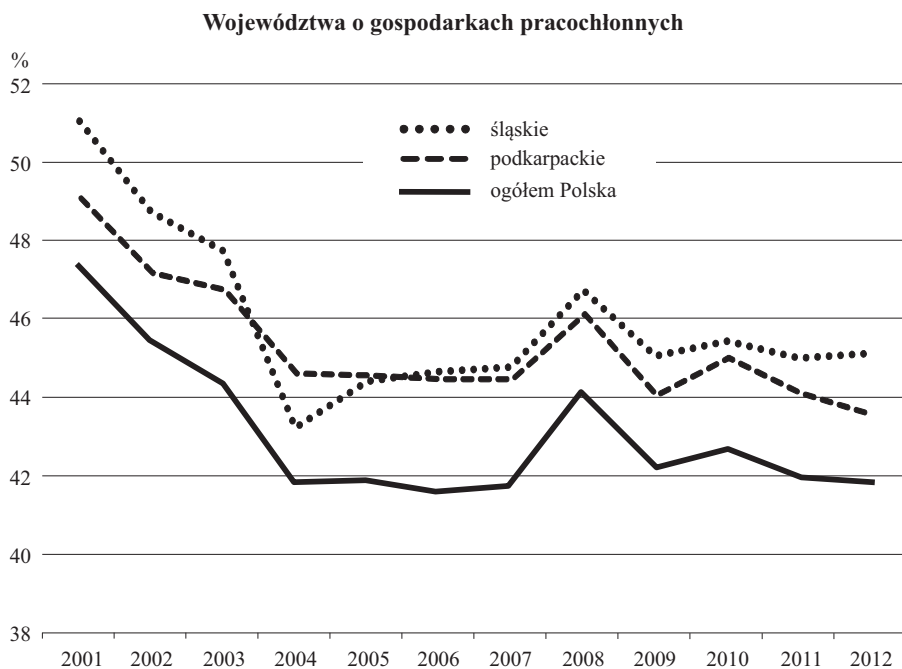
Analiza wyników z dokonanej obserwacji zachowania się czynników produkcji pozwala na wyciągnięcie wniosków. We wszystkich województwach w analizowanym okresie zaobserwowano spadek udziału wynagrodzeń osób zatrudnionych (czyli WP według przyjętej definicji) w WDB . Niemal we wszystkich województwach zaobserwowano charakterystyczny „pik” dla udziału wynagrodzenia pracy w 2008 r. Z pewnymi wyjątkami, z całego analizowanego okresu, udział wynagrodzenia pracy rósł tylko w tym roku, lecz ten wzrost udziału pracy został prawie w każdym województwie zniwelowany w następnych latach. Można wyróżnić województwa, które mają gospodarkę relatywnie pracochłonną (wykr. 1). Najbardziej charakterystyczne wśród nich są województwa podkarpackie oraz śląskie.

Pracochłonność jest tutaj rozumiana kosztowo, tzn. że gospodarka cechuje się dużym udziałem kosztów pracy (wynagrodzenia zatrudnionych)²⁰. Przyczyny tego stanu rzeczy mogą być różne. W województwie śląskim chodzi najprawdopodobniej o to, że występują tam pracochłonny przemysł ciężki i górnictwo.

Podobnie można wskazać na województwa posiadające gospodarkę relatywnie kapitałochłonną, tj. o dużym udziale kosztów kapitałowych (przy czym WK jest rozumiane jako rezydualnie obliczone wynagrodzenie kapitału). Do takich województw można zaliczyć łódzkie i świętokrzyskie (wykr. 1), a także np. wielkopolskie i zachodniopomorskie. W województwach tych relatywnie mniejsze jest występowanie pracochłonnej działalności gospodarczej. Przyczyny tego stanu rzeczy mogą być różne, na co wskazuje heterogeniczność tej grupy województw. Może to być zarówno efekt niedawnych inwestycji modernizujących przemysł, czego skutkiem jest wzrost wynagrodzenia kapitału, jak również wynikać z przewagi gospodarki rolnej, w której pracownicy w bardzo dużym zakresie nie są wliczani do zatrudnionych.

²⁰ Podejście kosztowe nie tylko w stosunku do czynnika praca, ale także w stosunku do czynnika kapitał jest wykorzystywane np. w rachunkach produktywności gospodarki OECD; patrz OECD (2001) oraz Wöfl i Hajkova (2007). W innych rachunkach (np. EU KLEMS) podejście kosztowe także jest stosowane w sytuacji dość częstego braku danych statystycznych dla podejścia nakładowego (w praktyce realizowane są rozmaite techniki mieszane i to w różny sposób w poszczególnych krajach). Na poziomie zagregowanym wyniki obu podejść powinny być identyczne, gdy w gospodarce występują stałe przychody skali oraz panuje doskonała konkurencja, w praktyce zaś są zwykle bardzo zbliżone.

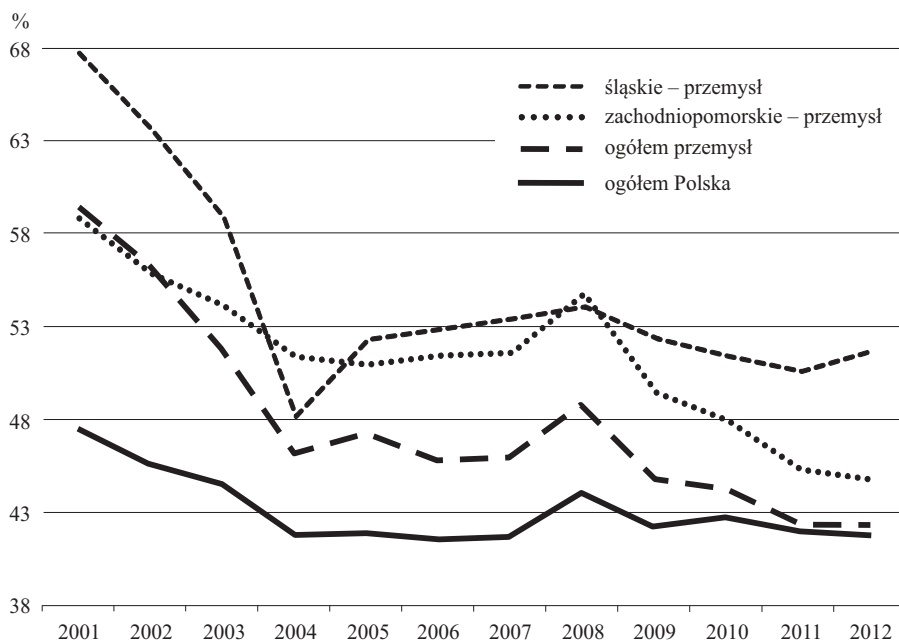
Wykr. 1. RELACJA WYNAGRODZENIA PRACY (ZATRUDNIONYCH) DO WDB



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Analizę można przeprowadzić także dla wybranych sekcji PKD. W jednym przypadku jest to możliwe dla dużego sektora, czyli przemysłu, gdyż sekcje przemysłowe w danych BDL są połączone. Można przy tym wyróżnić województwa o dużym udziale *WP* w tej dziedzinie działalności gospodarczej, co wskazuje na relatywnie większą obecność pracochłonnych rodzajów przemysłu. Można także dokonywać porównań ewolucji różnych sektorów gospodarki w stosunku do całej gospodarki z punktu widzenia pracochłonności. Takie porównanie wskazujące na konwergencję pracochłonności (rozumianej kosztowo) w przemyśle w stosunku do pracochłonności w całej gospodarce pokazują dwie dolne krzywe na wyk. 2. Wynika z niego, że przemysł (jako całość), niegdyś bardzo pracochłonny, stał się obecnie działalnością o typowej, średniej pracochłonności, jak dla całej gospodarki narodowej. Oprócz badania poziomu *WP* można także badać dynamikę. Zgromadzone i obliczone dane umożliwiają przeprowadzenie dużej liczby takich analiz na mniejszych agregacjach, tj. dla każdej sekcji lub dostępnej statystycznie grupy sekcji (jak dla przemysłu) i dla każdego województwa oraz według obu tych przekrojów jednocześnie. Sekcje i województwa można przy tym łączyć w większe agregacje częściowe (np. w przypadku sektora usług), lecz wymaga to dokonania dodatkowych obliczeń.

Wykr. 2. WOJEWÓDZTWA O DUŻYM UDZIALE WYNAGRODZENIA PRACY (ZATRUDNIONYCH) W PRZEMYŚLE ORAZ TEMPO PRZEMIAN NA RYNKU PRACY – PRZEMYSŁ (SEKCJE B—E) WŚ POLSKA OGÓŁEM



Źródło: jak przy wyk. 1.

WK zachowuje się podobnie, tylko odwrotnie (punkty procentowe z przeciwnym znakiem dla zmian). Jest to oczywiście analiza wartości przybliżonych, gdyż *WK* jest obliczane rezydualnie, co zostało opisane wyżej i zawiera w sobie także tzw. samozatrudnienie, czyli porównuje się tutaj udziały pracy najmniejszej w gospodarce w stosunku do udziału wynagrodzenia właścicieli środków produkcji.

Generalnie można zaobserwować, że pozycja płac (wynagrodzenia zatrudnionych) w gospodarce spada, co jest zgodne (w przybliżeniu) z wynikami prezentowanymi w opracowaniu Growca (2009), tylko dla innego okresu (okresy tej analizy i w pracy Growca są identyczne dla lat 2002—2008). Jest to związane z poprawą pozycji wynagrodzenia kapitału w gospodarce. Można to wyjaśnić analizując ewolucję rentowności kapitału, która rośnie zasadniczo zgodnie ze wzrostem wynagrodzenia kapitału, jednak z uwzględnieniem okoliczności zaprezentowanej w następnym akapicie.

Ewentualny wzrost kapitałochłonności (w aspekcie kosztowym) może się wiązać z wyższym tempem gromadzenia kapitału rzeczowego, czyli środków trwałych, w stosunku do wzrostu zatrudnienia, dlatego przydatna jest dodatkowa informacja o „rezydualnej rentowności kapitału brutto” (*RK*), pojmowanej jako stosunek *WK* do stanu środków trwałych (*K*). Można wyróżnić województwa atrakcyjne dla kapitału (właściwie dla właścicieli środków produkcji) z uwagi na jego relatywnie wysoką rentowność (właściwie rezydualną rentowność kapitału brutto obejmującą samozatrudnienie) oraz mniej atrakcyjne. Interesujące jest także porównanie *RK* w przemyśle do *RK* w całej gospodarce. Sytuacje te przedstawia wyk. 3²¹.

Jeszcze bardziej pogłębioną analizę można wykonać dzięki dekompozycji przyrostów *WDB* na kontrybucje wynagrodzeń czynników (wykr. 4). Dekompozycję tę można zaprezentować dla wszystkich województw oraz sekcji lub dostępnych statystycznie grup sekcji. Te działania można także wykonać na jednego zatrudnionego (wykr. 4).

Dekompozycja na zatrudnionego informuje bardziej o intensywności rozwoju gospodarczego (z punktu widzenia wydajności pracy), podczas gdy dekompozycja agregatu całej gospodarki i agregatów wojewódzkich łączy wzrost intensywny z ekstensywnym w sposób nieodróżnialny. Charakterystyczna rozbieżność (na wyk. 4) pomiędzy wartościami przyrostu *WDB* dla całej gospodarki i na zatrudnionego w latach 2005—2008 świadczy o tym, że w tym okresie gospodarka rozwijała się w dużym stopniu ekstensywnie (czyli raczej ilościowo niż jakościowo), z czym związany był jednak istotny spadek bezrobocia. Także dostęp do funduszy unijnych po akcesji w 2004 r. mógł wpłynąć na ekstensywną ekspansję inwestycji. Te dwa procesy (tak pojęta ekstensywna ekspansja czyn-

²¹ Wykr. 3 nie jest lustrzanym odbiciem wyk. 1 i 2, gdyż chodzi o rentowność kapitału pojmowaną jako stosunek wynagrodzenia kapitału do wartości tego kapitału (czyli *WK/K*), a nie o wynagrodzenie kapitału rozumiane jako różnicę pomiędzy wartością dodaną brutto i wynagrodzeniem pracy (czyli *WDB - WP*).

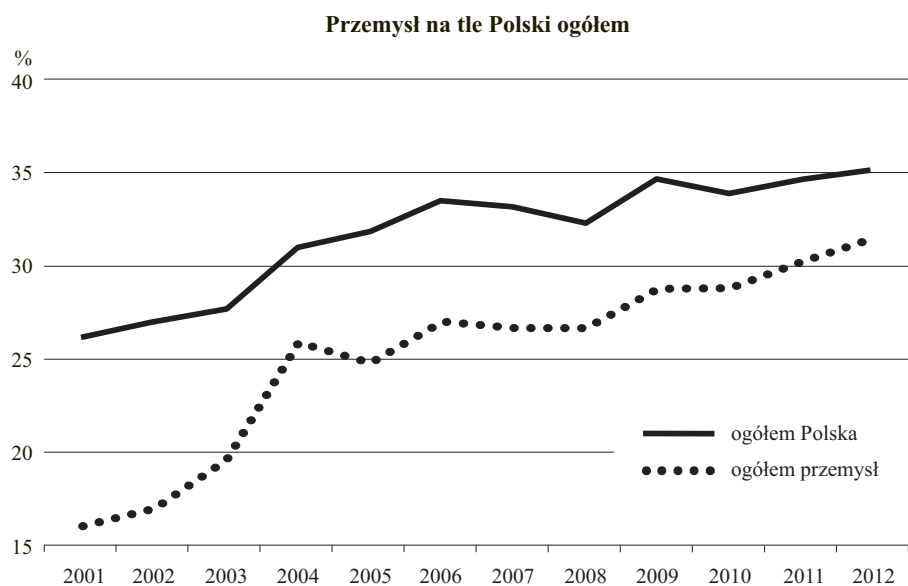
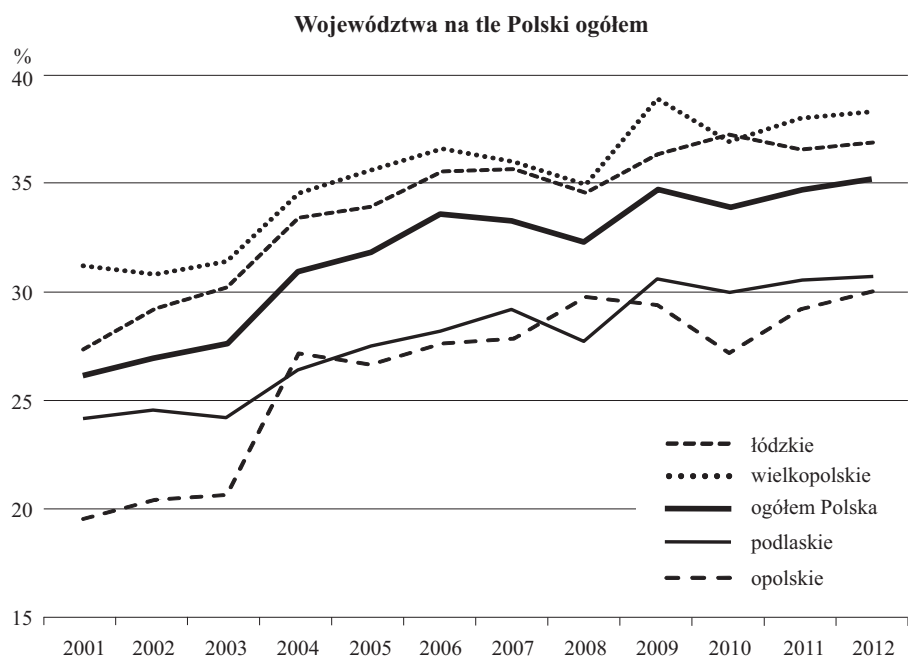
nika praca oraz czynnika kapitał) mogły być także stymulowane przez dobrą koniunkturę w gospodarce światowej przed kryzysem finansowym. Wyniki te są jakościowo zgodne z wnioskami przedstawionymi w pracy Gradzewicza, Growca, Kolasy, Postka i Strzeleckiego (2014) analizującej przyczyny niewystąpienia recesji w polskiej gospodarce w trakcie światowego kryzysu finansowego. Po tym kryzysie dane dotyczące *WDB* dla całej gospodarki nie odbiegają już tak istotnie od danych na zatrudnionego. Obliczone dane umożliwiają wykonanie tych analiz w ujęciu sekcji i województw oraz jednocześnie według obu tych przekrojów.

Obserwacje te można uzupełnić jeszcze dekompozycją odchyłeń od średniej *WDB* na zatrudnionego według województw, co umożliwia zaobserwowanie, czy różnice pomiędzy województwami się pogłębiają, czy raczej występuje konwergencja, i jaka jest kontrybucja pracy (dochodu zatrudnionych), a jaka kapitału (dochodu właścicieli kapitału) w tym procesie. Podobnie można postąpić w odniesieniu do sekcji PKD, co umożliwia wyciąganie wniosków dotyczących ewolucji produktywności różnych sektorów gospodarki i kontrybucji wynagrodzeń czynników. Także tutaj wykresy analityczne można sporządzić według obu tych przekrojów jednocześnie. Liczba możliwych kombinacji jest bardzo duża, lecz niektóre wymagają przeprowadzenia dodatkowych obliczeń (które są planowane w następnej edycji rachunku).

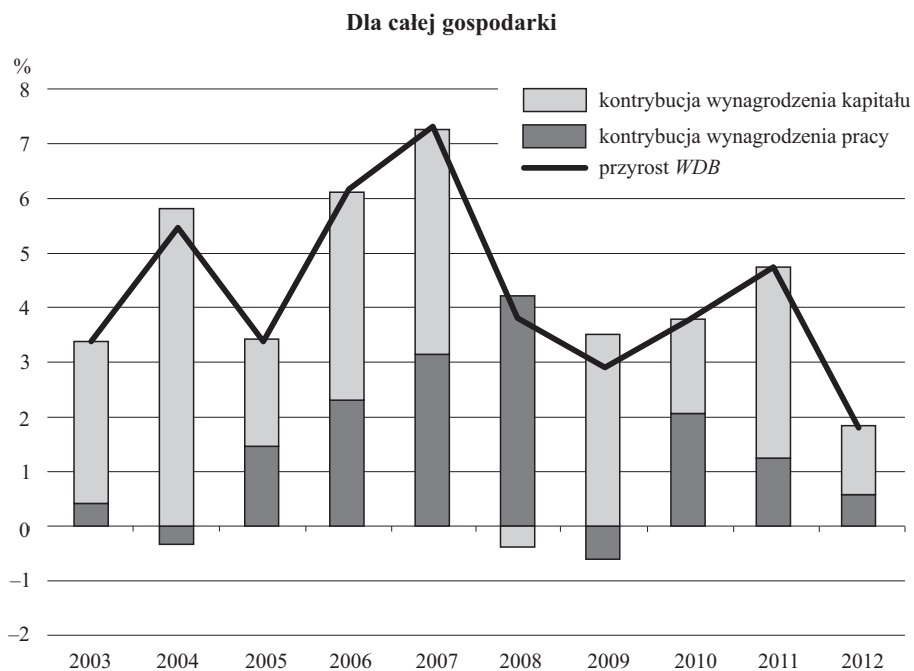
Można także przeprowadzić porównania różnych sekcji i województw dla konkretnego momentu w czasie, tj. zaobserwować zmienność dekompozycji w przestrzeni. Te możliwości pokazano na wyk. 5, można zatem stwierdzić, które województwa są najatrakcyjniejsze z punktu widzenia rentowności kapitału (*RK*) w przemyśle oraz jakie zmiany zaszły w tym zakresie w 2012 r. Dane dla Polski ogółem pokazują, że generalnie w 2012 r. *RK* w przemyśle rosła (dane na wyk. 3, które również dotyczą *RK* wskazują, że było tak w całym okresie analizy).

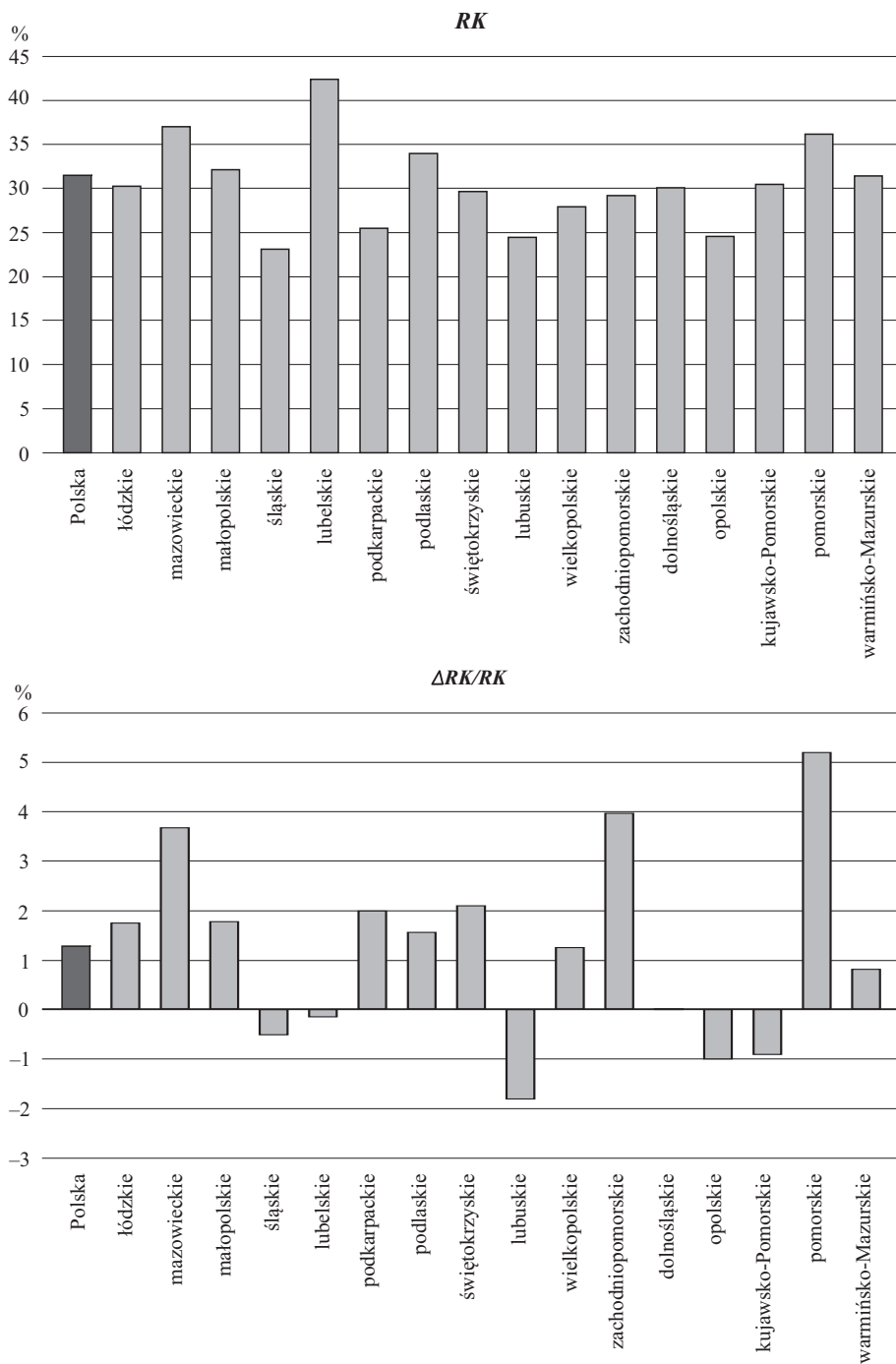
Z kolei wyk. 6 (część A) prezentuje, w jakich województwach w 2012 r. przemysł się rozwija, a w jakich nie (w sensie przyrostu *WDB*). Można także zaobserwować, jaka była kontrybucja wynagrodzenia czynników praca i kapitał w tym rozwoju. Podobną analizę można wykonać na zatrudnionego (część B), co dodatkowo umożliwia określenie względnej jakości (pojmowanej jako wydajność na zatrudnionego) tego rozwoju. Wykres ten (w części C) umożliwia też określenie produktywności przemysłu według województw w relacji do średniej ogólnokrajowej, a także kontrybucję, czyli wkład czynników do tej różnicy. W tym wypadku słupki dla Polski ogółem oznaczają, że generalnie przemysł był mniej produktywny na zatrudnionego od pozostałej gospodarki jako całości. Można także zaobserwować, że tylko dla województw: mazowieckiego, dolnośląskiego, opolskiego i pomorskiego przemysł (sekcje B—E) był bardziej wydajny na zatrudnionego niż w całej gospodarce. Kontrybucja wynagrodzenia pracy informuje, jaki był stopień opłacania wydajności pracy.

Wykr. 3. RENTOWNOŚĆ KAPITAŁU BRUTTO



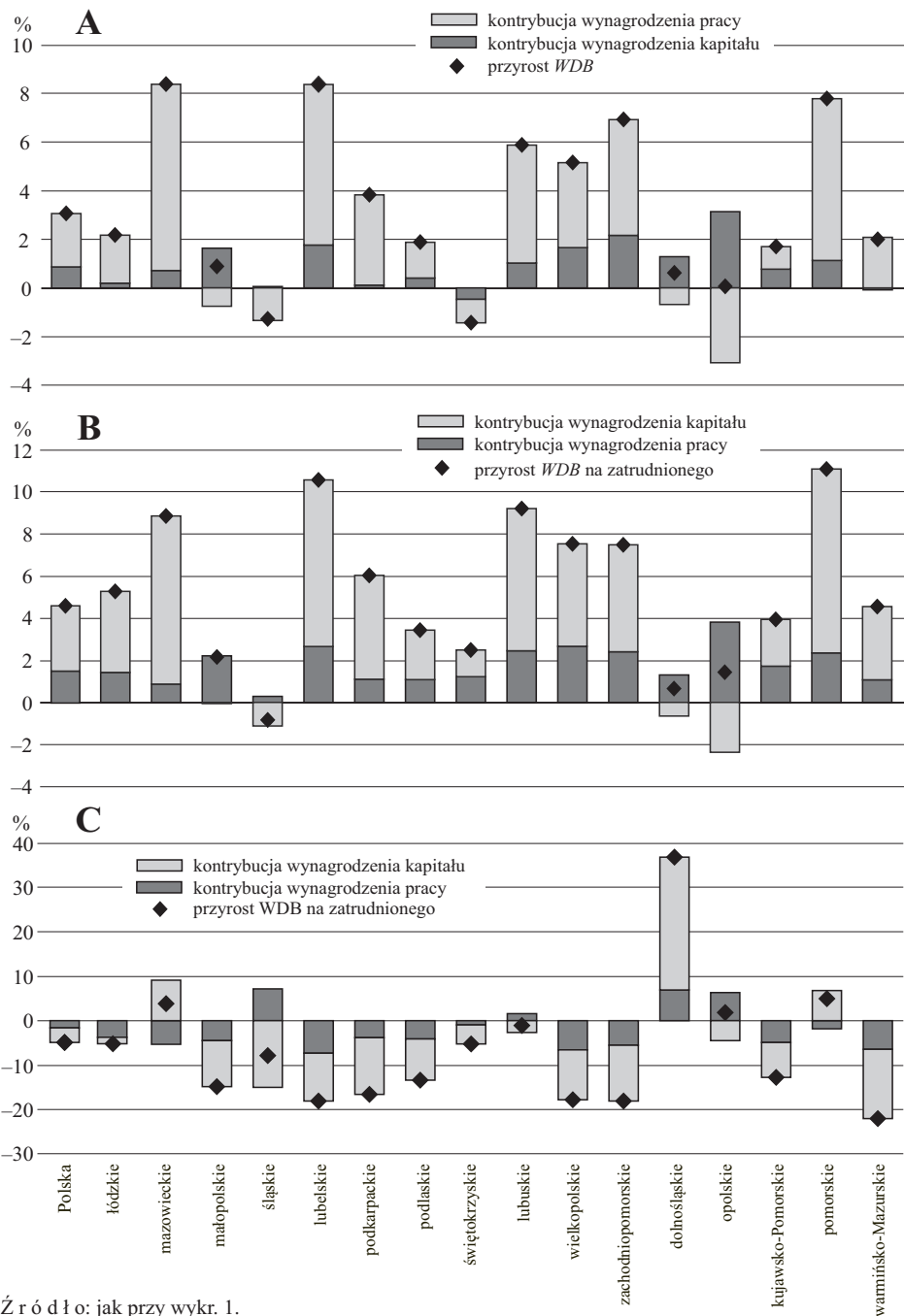
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 4. DEKOMPOZYCJA PRZYROSTU *WDB* W POLSCE

Wykr. 5. RENTOWNOŚĆ KAPITAŁU BRUTTO (RK) W PRZEMYSŁE I JEGO ZMIANA ($\Delta RK/RK$) W 2012 R.

Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 6. DEKOMPOZYCJA PRZYROSTU *WDB* (A), PRZYROSTU *WDB* NA ZATRUDNIIONEGO (B) ORAZ ODCHYLENIA *WDB* OD ŚREDNIEJ KRAJOWEJ NA ZATRUDNIIONEGO (C) W PRZEMYSŁE (SEKCJE B—E) WEDŁUG WOJEWÓDZTW W 2012 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Poprzez podstawienie obliczonych danych do wykresów, możliwa jest obserwacja przestrzennego rozwoju danej działalności gospodarczej (danej sekcji lub dostępnej statystycznie grupy sekcji) w kraju, wraz z kontrybucją dwóch czynników pierwotnych (według ich definicji podyktowanej taką, a nie inną dostępnością danych). Są to tylko pewne wskazówki dotyczące obszernych analiz, które umożliwiają ich wykonanie.

KIERUNKI DALSZYCH BADAŃ

Jak opisano wcześniej, do wykonania dekompozycji przyrostu *WDB* na wkłady (czyli tzw. kontrybucje) *WP* i *WK* należy posłużyć się procedurą zgodną z założeniami neoklasycznej teorii wzrostu gospodarczego (równanie (2)). Obliczenia dokonano indywidualnie dla każdej agregacji oraz zarówno w ujęciu sektorowym gospodarki, jak i według województw, a także w „rozbiciu” według obu tych przekrojów. Można jednak wykonać te rachunki tylko dla najniższych, wybranych agregacji i sumować uzyskane wyniki (zważone) do wyższych agregacji. Stosuje się przy tym tzw. procedurę Törnqvista, która wymaga zastosowania wyrażen logarytmicznych dla przyrostów względnych, czyli zastąpienia równania (2) następującym:

$$\Delta \ln WDB_i = \alpha_i \Delta \ln WP_i + \beta_i \Delta \ln WK_i \quad (8)$$

w którym subskrypt *i* oznacza, że rachunki na podstawie równania (8) wykonuje się tylko dla najniższych wybranych agregacji i dalej agreguje według tej procedury.

Brak istotnych różnic w stosunku do metody bez logarytmów i bez agregacji w procedurze Törnqvista oznaczałby, że jakość zbieranych danych jest wysoka, a roczne interwały czasowe nie są za duże, czego nie można łatwo wykryć inaczej, niż wykonując odrębnie rachunek z wykorzystaniem obu tych metod. GUS dysponuje danymi potrzebnymi do rachunku na każdym wymaganym poziomie agregacji, zatem stosowanie tej procedury nie jest niezbędne, lecz pozwala na upewnienie się co do jakości danych wprowadzanych do rachunku. Jest to istotne, gdyż ewentualne rozbieżności pomiędzy obiema metodami ujawnią się w relatywnie większym stopniu przy rezydualnym obliczaniu TFP (*Total Factor Productivity*). Można także zastosować metodę pośrednią, czyli użyć wyrażen logarytmicznych dla przyrostów względnych w dekompozycji wykonywanej na każdym poziomie agregacji, ale bez procedury Törnqvista. Walorem takiego postępowania jest to, że wzory dekompozycji są wówczas ściśle zgodne z pierwotną funkcją produkcji, która ma postać multiplikatywną. To ostatnie działanie można także potraktować jako sposób wykrywania niskiej jakości danych i jest również stosowane jako „wykrywacz błędów” popełnionych w trakcie realizacji rachunku. Pozwala to również wyjaśnić ewentualne rozbieżności w stosunku do innych badań tego rodzaju. Szczególnie interesujące będzie porównanie tych badań na poziomie zagregowanym z badaniem przeprowadzonym przez Grdzewicza i in. (2014). Dla rozwoju rachunku najważniejsze jest jednak to, że

przygotowanie danych z zastosowaniem wyrażeń logarytmicznych pozwoli na realizację dekompozycji typu KLEMS i Solowa.

Wykonanie dekompozycji typu KLEMS

W celu wykonania dekompozycji typu KLEMS (w zakresie uproszczonym)²² należy wykonać dwie dodatkowe operacje. Pierwszą jest rozdzielenie czynnika praca na jego dwie składowe — godziny przepracowane (*GP*) oraz jakość pracy (*JP*). Działanie to opiera się na założeniu, że jeśli od tempa przyrostu *WP* odejmiemy tempo przyrostu *GP*, to rezydualnie uzyska się wkład zmiany *JP*, gdyż tempo przyrostu pierwszej zmiennej może być większe (lub niekiedy mniejsze) od tempa przyrostu drugiej zmiennej²³. Równanie (8) przybiera zatem postać:

$$\Delta \ln WDB_i = \alpha_i \Delta \ln JP_i + \alpha_i \Delta \ln GP_i + \beta_i \Delta \ln WK_i \quad (9)$$

gdzie $JP_i = WP_i / GP_i$. Współczynnik α pozostaje wspólny dla obu podczynników pracy. Nie ulega wątpliwości, że wykonanie tych obliczeń niesie ze sobą możliwość wglądu w dodatkowy aspekt gospodarki, polegający na możliwości uchwycenia zmian w tzw. kapitale ludzkim, i to według wszystkich już obliczonych przekrojów. Obliczeń tych można dokonać bez procedury Törnqvista, w celu sprawdzenia jakości wyników.

Druga operacja dotyczy czynnika kapitał. Zamiast *WK* czynnik kapitał można rozumieć jako stan środków trwałych, tj. kapitał rzeczowy *K*. Jego tempo przyrostu jest inne niż tempo przyrostu *WK*. W rezultacie otrzymujemy następujące równanie:

$$\Delta \ln WDB_i = \alpha_i \Delta \ln JP_i + \alpha_i \Delta \ln GP_i + \beta_i \Delta \ln K_i + \Delta \ln A_i \quad (10)$$

w którym pojawia się rezydualna wartość związana z nieznanym czynnikiem *A* (TFP). Warto przypomnieć, że elastyczność β nadal teoretycznie obliczana jest

²² Rachunek KLEMS rozwinięto w pracach: Jorgenson (1963, 1989); Jorgenson i Griliches (1967); Jorgenson i in. (1987); Jorgenson i in. (2005). Metodologia KLEMS została podsumowana w pracach — Timmer i in. (2007) oraz O'Mahony i Timmer (2009).

²³ Tę zmianę jakości można także rozumieć jako zmianę kompozycji pracy, czyli zmianę wkładów (ważonych) rozmaitych rodzajów pracy o różnym poziomie wynagradzania zagregowanych w procedurze Törnqvista. To zasygnalizowane tutaj podejście, zgodne z opracowaniami Jorgensona i współpracowników (1987) oraz O'Mahony i Timmera (2009), daje nieco inny wynik — obejmuje jedynie zmiany w zróżnicowaniu rodzajów pracy (w aspekcie płacowym!) z punktu widzenia płci, wieku i wykształcenia, jak w rachunku EU KLEMS opisanym przez Timmera i in. (2007). Nie obejmuje ono zmian w zróżnicowaniu rodzajów pracy (w aspekcie płacowym) z innych przesłanek (np. z powodu zmian strukturalnych w gospodarce) oraz ogólnego realnego wzrostu płac, jak to jest w naszym przypadku.

z użyciem wynagrodzenia kapitału WK według wzoru podanego wcześniej²⁴. Czynniki A w rachunku produktywności gospodarki KLEMS jest interpretowany jako nieodzwierciedlony w czynnikach praca lub kapitał postęp techniczny i organizacyjny, ale zawiera w sobie także wszelkie nieścisłości rachunkowe, gdyż jest obliczany rezydualnie, tak że równanie (10) pozostaje zawsze spełnione. Przy założeniu, że różnice wynikające z jakości danych wprowadzanych do rachunku i stosowania czasu dyskretnego okażą się niewielkie w porównaniach rachunku opisanego w artykule do rachunku wykonanego z wykorzystaniem procedury Törnqvista, wykonanie tych obliczeń pozwala uzyskać wgląd w naturę postępu cywilizacyjnego w gospodarce, a także zaobserwować efekty cykliczne ujawniające się także w TFP (w samym rachunku KLEMS używa się raczej określenia MFP — *Multifactor Productivity*). Dekompozycja ta pozostaje uproszczona, gdyż w pełnym rachunku produktywności KLEMS występuje podział czynnika praca na 18 rodzajów według płci, wieku i wykształcenia ($2 \times 3 \times 3 = 18$), co pozwala obliczyć tzw. kompozycję pracy, czynnik kapitał zaś jest dodatkowo rozdzielany na kapitał ICT i kapitał non-ICT²⁵, jednak dane w GUS są w tym wypadku dostępne tylko dla całej gospodarki, a nie w rozbięciu na województwa.

Wykonanie dekompozycji typu Solowa

Kolejną możliwością (istotną z punktu widzenia porównywalności z wykonującymi rachunek produktywności w ten właśnie sposób) jest wykonanie dekompozycji typu Solowa, z jednoczesnym zachowaniem procedury Törnqvista (czyli także wyrażen logarytmicznych). Do tego celu wystarczy równanie (10) przekształcić do postaci:

$$\Delta \ln WDB_i = \alpha_i \Delta \ln GP_i + \beta_i \Delta \ln K_i + \Delta \ln A_i \quad (11)$$

w której usunięto wkład jakości pracy (JP). W ten sposób tzw. reszta Solowa zasadniczo zawiera z siebie wkład przyrostu wartości kapitału ludzkiego i często jest większa od TFP obliczanego w rachunku produktywności KLEMS. W ten sposób wszystkie wkłady o charakterze jakościowym (kapitał ludzki, postęp techniczny nieodzwierciedlony w czynnikach i ewentualnie inne) zostają wyodrębnione z wkładów tzw. czynników pierwotnych, tj. pracy i kapitału. Te dodat-

²⁴ W praktyce, z uwagi na słabą dostępność danych empirycznych dotyczących WK lub ich niskiej jakości, β oblicza się w sposób rezydualny, wykorzystując do tego celu wzór $\beta = 1 - \alpha$, na podstawie założenia stałych przychodów skali, gdyż z punktu widzenia statystyki założenie to jest obarczone mniejszym błędem niż słabej jakości dane empiryczne dotyczące WK . Jeżeli WK jest obliczane także rezydualnie, jak w opisywanym tutaj rachunku, wówczas wynik jest zbliżony z przytoczonym tutaj wzorem na β i też wymaga założenia o stałych przychodach skali, o czym wspomniano w artykule.

²⁵ W rachunku KLEMS przyjmuje się, że kapitał ICT obejmuje komputery, sprzęt telekomunikacyjny oraz oprogramowanie, zaś kapitał non-ICT cały pozostały kapitał (Timmer i in., 2007).

kowe rachunki związane z resztą Solowa można już przeprowadzić przy relatywnie mniejszym nakładzie pracy w stosunku do poprzednich. Można kontrolnie wykonać ten rachunek bez procedury Törnqvista, czyli na wszystkich agregacjach, w celu potwierdzenia dobrej jakości wyników (a nawet bez logarytmów, dla łatwiejszego spostrzeżenia błędów w danych wejściowych i powstałych w trakcie wykonywania rachunku). Dla porządku wskażemy tu, że zastąpienie *WDB* przez PKB, jak w pierwotnym wzorze Solowa w praktyce oznacza, że pierwotna reszta Solowa zawiera także różnicę pomiędzy PKB i *WDB* według ich definicji stosowanych w krajowych urzędach statystycznych (Solow nie używał także logarytmów wprowadzonych do rachunkowości wzrostu gospodarczego później).

Wszystkie te obliczenia można także ewentualnie wykonać w jeszcze innych przekrojach i dla innych agregatów, np. dla agregatu całych usług lub dla średnich z wielu okresów, o ile okaże się, że ma to wartość analityczną (czyli o ile jest nośnikiem istotnej informacji o gospodarce). Zrealizowanie powyższych propozycji w następnej edycji rachunku umożliwi sfinalizowanie implementacji neoklasycznej teorii wzrostu gospodarczego i pełne wykorzystanie praktyczne jej zasobu konceptualnego, w zakresie dostępnych danych GUS.

dr Dariusz Kotlewski — Uniwersytet Warszawski — Wydział Geografii i Studiów Regionalnych, GUS

LITERATURA

- Caselli, F. (2005). Accounting for Cross-Country Income Differences. W: P. Aghion, S. Durlauf (red.), *Handbook of Economic Growth, ed. 1, vol. 1*, Elsevier, s. 679—741.
- Gradzewicz, M., Growiec, J., Kolasa, M., Postek, L., Strzelecki, P. (2014). Poland's Exceptional Growth Performance During the World Economic Crisis: New Growth Accounting Evidence. *Working Paper, no. 186*, NBP.
- Growiec, J. (2009). Relacja płac do wydajności pracy w Polsce: ujęcie sektorowe. *Bank i Kredyt, 40 (5)*, s. 61—88.
- Growiec, J. (2012). *Zagregowana funkcja produkcji w ekonomii wzrostu gospodarczego i konwergencji*. Oficyna Wydawnicza SGH.
- Hall, R.E., Jones, C.I. (1999). Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others? *Quarterly Journal of Economics, vol. 114, no. 1*, s. 83—116.
- ILO (2014). *World of Work Report 2014*. International Labour Organization.
- Jorgenson, D.W. (1963). Capital Theory and Investment Behavior. *American Economic Review, 53 (2)*, s. 247—259.
- Jorgenson, D.W., Griliches, Z. (1967). The explanation of Productivity Change. *Review of Economic Studies, 34*, s. 249—83.
- Jorgenson, D.W. (1989). Productivity and Economic Growth. W: R.E. Berndt, E.J. Triplett (red.), *Fifty Years of Economic Measurement*, University of Chicago Press.
- Jorgenson, D.W., Gollop, F.M., Fraumeni, B.M. (1987). *Productivity and US Economic Growth*. Cambridge MA: Harvard University Press.
- Jorgenson, D.W., Ho, M., Stiroh, K. (2005). *Information Technology and the American Growth Resurgence*. MIT.

- Lewandowski, M., Banaś, M., Kotlewski, D., Kulczycka, J., Doniec, D., Witkowski, G. i in. (2015). *Metoda dekompozycji produktu krajowego brutto (PKB) oraz wartości dodanej brutto (WDB) w zastosowaniu do analizy struktury różnic regionalnych*. GUS, <http://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/statystyka-dla-polityki-spojnosci/realizacja-prac-metodologicznych-analiz-eksperytz-oraz-prac-badawczych-na-potrzeby-polityki-spojnosci/dezagregacja-wskaznikow-z-obszaru-rachunkow-narodowych-i-regionalnych/>.
- OECD (2001). *Measuring Productivity*. OECD Manual.
- O'Mahony, M., Timmer, M. (2009). Output, Input and Productivity Measures at the Industry Level: The EU KLEMS Database. *The Economic Journal*, vol. 119, s. F374—F403.
- Solow, R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, no. 1, s. 65—70.
- Solow, R.M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, no. 3, s. 312—320.
- Timmer, M., van Moergastel, T., Stuijvenwold, E., Ypma, G., O'Mahony, M., Kangasniemi, M. (2007). *EU KLEMS Growth and Productivity Accounts — Methodology*. EU KLEMS Consortium.
- Wölfl, A., Hajkova, D. (2007). Measuring Multifactor Productivity Growth. *STI Working Paper, 2007/5*, OECD.

Summary. *The article is about gross value added (GVA) decompositions into contributions of labour and capital compensations. Owing to the CSO's data availability some simplifying assumptions were made in the research methodology. It allowed to perform massive data computations for the years 2001—2012 not only at the aggregate level of the Polish economy, but also at particular NACE-section and voivodship levels. Decomposition was based on data from the Local Data Bank and the CSO's national accounts, which were used in the research concerning the KLEMS Productivity Accounts. Finally, a continuation of this research is suggested towards carrying out decompositions that would allow to extract Total Factor Productivity (TFP).*

Keywords: production factors, labour factor, capital factor, factor remunerations, gross value added decompositions, paid employees, NACE section, voivodships.

Mariusz MALINOWSKI

Przestrzenne zróżnicowanie poziomu życia ludności w ujęciu powiatów

Streszczenie. *Celem artykułu jest uporządkowanie liniowe i klasyfikacja powiatów Polski Wschodniej i Północno-Wschodniej ze względu na poziom życia mieszkańców, a także przeprowadzenie analizy autokorelacji przestrzennej na podstawie syntetycznych mierników poziomu życia. Do skonstruowania syntetycznego miernika oceny poziomu życia ludności wykorzystano wyselekcjonowany zbiór zmiennych diagnostycznych. Zastosowanie miernika syntetycznego, który zastępuje złożoną z wielu różnorodnych zmiennych charakterystykę obiektów umożliwia efektywny pomiar wielowymiarowego zagadnienia, jakim jest poziom życia mieszkańców. Rozwiązanie to pozwala także na uszeregowanie liniowe badanych obiektów. Badaniem objęto 101 powiatów w województwach: lubelskim, podkarpackim, podlaskim, świętokrzyskim i warmińsko-mazurskim. Wykorzystano w nim metody TOPSIS (Technique for Order Preference by Similarity to an Ideal Solution), Warda oraz PAM (Partitioning Around Medoids, zwaną też k-medoids method). Przeprowadzono również analizę autokorelacji przestrzennej na podstawie statystyki Morana I. Głównym kryterium doboru zmiennych była ich kompletność i dostępność dla wszystkich badanych obiektów w 2014 r. Dane uzyskano z Banku Danych Lokalnych GUS.*

Słowa kluczowe: poziom życia, porządkowanie liniowe, klasyfikacja obiektów, autokreacja przestrzenna.

JEL: C21, I39

Poziom życia mieszkańców jest zróżnicowany przestrzennie, co jest istotnie związane z niejednorodnym rozwojem społeczno-gospodarczym poszczególnych regionów. Według Strategii Rozwoju Kraju 2020 (Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, 2012) kompleksowy i zrównoważony rozwój społeczno-gospodarczy ma przyczyniać się do podnoszenia jakości życia obywateli. Z kolei ana-

lize dotyczące poziomu życia mogą być wykorzystywane m.in. do kształtowania polityki rozwoju regionalnego czy też lokalnego. Sprawia to, że wzrasta zapotrzebowanie na informacje dotyczące analizowanego zjawiska.

Poziom życia ludności jest dość popularnym tematem badawczym w naukach społeczno-ekonomicznych. Pomimo licznych analiz, w odczuciu autora, w słabym stopniu zweryfikowano empirycznie zależności przestrzenne między poziomem życia mieszkańców w powiatach. Uzasadnia to podjęcie przez autora próby zadania opracowania obejmującego analizę autokorelacji przestrzennej poziomu życia ludności na poziomie powiatów.

Celem artykułu jest dokonanie porządkowania liniowego oraz pogrupowanie powiatów w województwach Polski Wschodniej i Północno-Wschodniej ze względu na poziom życia mieszkańców oraz analiza autokorelacji przestrzennej wykorzystującej mierniki syntetyczne. Konieczne było tu porównanie wielu obiektów badawczych opisanych za pomocą licznego zbioru zmiennych. Trudno jest wyrazić poziom zjawiska za pomocą jednej cechy, dlatego w celu skwantyfikowania poziomu życia wykorzystano metodę wielowymiarowej analizy statystycznej opartej na syntetycznym mierniku rozwoju (*SMR*).

W pierwszej części artykułu przedstawiono teoretyczne aspekty poziomu życia ludności. Następnie przeprowadzono porządkowanie liniowe analizowanych obiektów. W tym celu wykorzystano metodę TOPSIS. Ponadto dokonano klasyfikacji tych obiektów na podstawie metody Warda oraz znacznie rzadziej wykorzystywanej przez badaczy metody PAM. Na podstawie skonstruowanego syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców przeprowadzono analizę autokorelacji przestrzennej, aby określić siłę powiązań pomiędzy powiatami w zakresie poziomu życia mieszkańców. Analizą objęto (wszystkie) 101 powiatów Polski Wschodniej i Północno-Wschodniej. Głównym kryterium doboru zmiennych była ich kompletność i dostępność dla wszystkich badanych obiektów w 2014 r. Źródłem danych opisujących poziom życia mieszkańców w poszczególnych powiatach był Bank Danych Lokalnych (BDL) GUS.

POJĘCIE POZIOMU ŻYCIA MIESZKAŃCÓW

Pojęcie poziomu życia jest powszechnie stosowane w życiu codziennym, jednak ze względu na jego interdyscyplinarność nie ma jednej powszechnie akceptowalnej definicji. Kategoria ta w dużej mierze opiera się na teorii potrzeb. Zienkowski (1979) zaproponował klasyfikację tych potrzeb, w przypadku których stopień zaspokojenia określa dobrobyt, często utożsamiany z poziomem życia. Są to następujące potrzeby:

- zaspokajane przez korzystanie z dóbr natury i środowiska naturalnego,
- związane z pracą (warunki pracy),
- zaspokajane dzięki zużywaniu przez gospodarstwa domowe dóbr materialnych i usług niematerialnych oraz nagromadzeniu dóbr materialnych i wartości niematerialnych,
- inne.

W 1954 r. komisja ekspertów ONZ zdefiniowała poziom życia mieszkańców jako *całokształt rzeczywistych warunków życia ludzi oraz stopień materialnego i kulturalnego zaspokojenia ich potrzeb poprzez strumień dóbr i usług odpłatnych, a także pochodzących z funduszy społecznych* (Zeliaś, 2004). Definicja ta stała się podstawą dla wielu kolejnych, formułowanych przez badaczy. I tak Bywalec i Rudnicki (1992) określają poziom życia jako stopień zaspokajania potrzeb wynikających z konsumpcji wytworzonych przez człowieka dóbr materialnych i niematerialnych. Piasny (1993) z kolei twierdzi, że *poziom życia jest pojęciem, którym określa się, najogólniej biorąc, jakość warunków egzystencji w sensie stopnia zaspokajania ważniejszych potrzeb, urządzania się, wygody i przyjemności życia. W tym ujęciu jest to synonim najszerzej pojętych warunków życia*.

Warto zwrócić uwagę, że w *Nowej encyklopedii powszechnej PWN* pojęcie „jakości życia” zdefiniowane jest jako *stopień zaspokojenia potrzeb materialnych i niematerialnych jednostek, rodzin i zbiorowości* (Kalisiewicz, 1995), natomiast brakuje encyklopedycznego opisu „poziomu życia”. Brak takiego ujęcia sprzyja niejednoznaczniemu definiowaniu tego pojęcia i utożsamianiu go z „jakością życia” (czy też z innymi kategoriami, takimi jak warunki życia lub stopa życiowa).

Należy podkreślić, że wśród autorów najczęściej panuje pogląd, że kategorie te należy traktować oddzielnie¹. Można przyjąć, że „poziom życia” dotyczy najczęściej stopnia zaspokojenia potrzeb materialnych i fizjologicznych, natomiast pojęcie „jakości życia” odnosi się do wartościowania różnych aspektów życiowych i odczuwania stanów emocjonalnych. Według autora poziom życia można utożsamiać ze stopniem zaspokojenia potrzeb ludzkich (zarówno o charakterze indywidualnym, jak i zbiorowym) wynikających z konsumpcji dóbr materialnych i usług.

Warto jeszcze przytoczyć ujęcie „poziomu życia” przyjęte przez One Global Economy (2014). W tej nomenklaturze poziom życia determinowany jest przede wszystkim przez trzy kategorie: dochód (zmiany w rocznym dochodzie, oszczędnościach, zatrudnieniu i karierze, przedsiębiorczość); edukacja (ukończenie szkoły średniej, przyjęcie na studia); zdrowie (dostępność systemu opieki zdrowotnej, programy zarządzania chorobami, medycyna zapobiegawcza, m.in. opieka prenatalna, usługi sanitarne, szczepienia).

ZRÓŻNICOWANIE PRZESTRZENNE POZIOMU ŻYCIA MIESZKAŃCÓW POLSKI WSCHODNIEJ I PÓLNOCNO-WSCHODNIEJ

Analizą objęto 101 powiatów (14 grodzkich oraz 87 ziemskich) wchodzących w skład dwóch jednostek terytorialnych typu NUTS 1 — makroregionu wschodniego (województwa: lubelskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie) oraz część regionu północnego (województwo warmińsko-mazurskie). Według stanu na koniec 2014 r.² obszar ten zamieszkiwały 8175994 osoby (po-

¹ Szerokiego przeglądu definicji pojęć „poziomu życia” i „jakości życia” dokonał Zeliaś (2004).

² Dane BDL, www.stat.gov.pl.

nad 21% liczby mieszkańców kraju), a jego powierzchnia wynosiła 99039 km² (ponad 31% całkowitej powierzchni kraju). Najmniejszym powiatem pod względem liczby mieszkańców był powiat sejneński (20778 osób), zaś największym — m. Lublin (341722 osoby). Największą powierzchnią charakteryzował się powiat białostocki (2975 km²), natomiast najmniejszą — m. Zamość (30 km²).

W celu uporządkowania powiatów ze względu na poziom życia mieszkańców wykorzystano klasyczną metodę TOPSIS. W odróżnieniu od metody wzorca rozwoju Hellwiga (powszechnie stosowanej przez badaczy), w metodzie tej miara syntetyczna konstruowana jest z uwzględnieniem odległości euklidesowej zarówno od wzorca, jak i od antywzorca. Zmienna syntetyczna przyjmuje tym wyższą wartość, im mniejsza jest odległość do wzorca i większa do antywzorca. Etapy konstruowania syntetycznego miernika są następujące (Hwang i Yoon, 1981):

- 1) utworzenie znormalizowanej macierzy decyzyjnej;
- 2) skonstruowanie macierzy wag, a następnie utworzenie ważonej znormalizowanej macierzy decyzyjnej, w przypadku ważenia zmiennych;
- 3) ustalenie współrzędnych rozwiązania „idealnego” (A^+) i antyidealnego (A^-) dla znormalizowanych cech:

$$A^+ = (\max_i(v_{i1}), \max_i(v_{i2}), \dots, \max_i(v_{iN})) = (v_1^+, v_2^+, \dots, v_N^+) \quad (1)$$

$$A^- = (\min_i(v_{i1}), \min_i(v_{i2}), \dots, \min_i(v_{iN})) = (v_1^-, v_2^-, \dots, v_N^-) \quad (2)$$

- 4) wyznaczenie odległości euklidesowej każdego obiektu od wzorca i antywzorca według:

$$s_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^N (v_{ij} - v_j^+)^2}, \quad s_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^N (v_{ij} - v_j^-)^2}, \quad i = 1, 2, \dots, M, \quad j = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

- 5) obliczenie wartości cechy syntetycznej:

$$C_i = \frac{s_i^-}{s_i^+ + s_i^-}, \quad \text{gdzie } 0 \leq C_i \leq 1 \quad (4)$$

Zastosowanie syntetycznego miernika rozwoju (SMR) uzasadnione jest zastąpieniem charakterystyki badanych obiektów za pomocą wielu cech (dotyczących poziomu życia mieszkańców), opisem za pomocą jednej zagregowanej wielkości. Znacznie ułatwia to analizę podobieństw badanych obiektów (posiadamy określony punkt odniesienia — inaczej niż ma to miejsce w przypadku miar bezwzorcowych) i ich uszeregowanie.

Z uwagi na ograniczoną dostępność danych statystycznych, obiektywny i kompleksowy pomiar poziomu życia mieszkańców poszczególnych jednostek terytorialnych nie jest zadaniem łatwym, gdyż poziom tego zjawiska jest istotnie determinowany stopniem zaspokojenia zarówno potrzeb materialnych, jak i niematerialnych. W pierwszej fazie badań, w wyniku merytoryczno-formalnej analizy zmiennych, zaproponowano 23 zmienne diagnostyczne, które podzielono według kryteriów merytorycznych na 7 grup tematycznych:

- 1) rynek pracy: X_1 — stopa bezrobocia, X_2 — liczba pracujących ogółem w gospodarce narodowej na 1000 osób, X_3 — przeciętne wynagrodzenie brutto w stosunku do średniej krajowej w %;
- 2) ochrona zdrowia: X_4 — liczba osób przypadających na 1 aptekę, X_5 — liczba lekarzy na 10000 osób, X_6 — liczba łóżek szpitalnych na 10000 osób, X_7 — przyrost naturalny na 1000 mieszkańców;
- 3) środowisko: X_8 — ścieki komunalne oczyszczane na 1 km², X_9 — emisja zanieczyszczeń gazowych z zakładów szczególnie uciążliwych w tonach na 1 km², X_{10} — odsetek ludności obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków;
- 4) transport: X_{11} — liczba samochodów osobowych zarejestrowanych na 1000 mieszkańców, X_{12} — publiczne drogi powiatowe o twardej nawierzchni na 100 km²;
- 5) warunki mieszkaniowe: X_{13} — odsetek mieszkań wyposażonych w centralne ogrzewanie, X_{14} — powierzchnia użytkowa mieszkania na 1 osobę, X_{15} — odsetek mieszkań wyposażonych w łazienkę, X_{16} — odsetek mieszkań wyposażonych w gaz sieciowy;
- 6) kultura: X_{17} — liczba czytelników bibliotek publicznych na 1000 mieszkańców, X_{18} — liczba miejsc na widowni w kinie na 1000 mieszkańców, X_{19} — korzystający z noclegów w obiektach zbiorowego zakwaterowania na 1000 mieszkańców;
- 7) edukacja: X_{20} — uczniowie szkół podstawowych przypadający na jeden komputer z dostępem do Internetu³, X_{21} — współczynnik skolaryzacji netto dla poziomu szkół gimnazjalnych, X_{22} — liczba dzieci w przedszkolach na 1000 dzieci, X_{23} — liczba dzieci w wieku przedszkolnym na 1 miejsce w przedszkolu.

Badacze często kwestionują słusność procedury ważenia zmiennych odnoszących się do danych przestrzennych, dlatego w artykule zrezygnowano z przypisania zmiennym cząstkowym współczynników wagowych. Za takim rozwiązaniem przemawia m.in. to, że zmiennym diagnostycznym, które nie byłyby uwzględnione przez autora, z góry przypisano by zerowe wagi (Młodak, 2006; Balicki, 2009).

Wybór zmiennych w dużej mierze warunkowany był dostępnością, kompletnością danych dla wszystkich jednostek oraz ich aktualnością. Uwzględnione zmienne cząstkowe mają charakter wskaźnikowy, a nie wartości o charakterze bezwzględny. Pozwoliło to ograniczyć zakłócenia związane z posiadaniem przez niektóre obiekty pewnych charakterystycznych cech (np. znacznie większej powierzchni lub liczby mieszkańców od pozostałych obiektów).

³ Ze względu na ograniczoną dostępność przyjęto dane za 2012 r.

W drugiej fazie analizy, w celu uzyskania ostatecznego zbioru zmiennych diagnostycznych, zbadano zdolność dyskryminacyjną zmiennych oraz ich pojemność, czyli stopień skorelowania z innymi zmiennymi. Istotne jest, aby obserwacje charakteryzowały się odpowiednią zmiennością, ponieważ słabo zróżnicowana zmienna stanowi niewielką wartość analityczną. W związku z tym ze zbioru zmiennych obrazujących poziom życia mieszkańców wyeliminowano te cechy, dla których wartość klasycznego współczynnika zmienności była mniejsza od ustalonej w sposób arbitralny krytycznej wartości progowej tego współczynnika (10%). Cechy te uznano za *quasi*-stałe.

Oprócz zmienności istotnym kryterium doboru zmiennych jest ich korelacja. Przyjmuje się, że dwie zmienne wysoko skorelowane przekazują podobną informację, więc zaleca się wyeliminowanie jednej z nich. Do oceny wartości informacyjnej wykorzystano jedną z metod dyskryminacji cech w zależności od wartości macierzy korelacji — tzw. metodę odwróconej macierzy korelacji. Dla każdej podgrupy tematycznej zmiennych obliczono odwrotną macierz korelacji (Panek, 2009):

$$\mathbf{R}^{-1} = [\tilde{r}_{jj'}], \quad j, j' = 1, 2, \dots, m \quad (5)$$

gdzie $\tilde{r}_{jj'} = \frac{(-1)^{j+j'} |\mathbf{R}_{jj'}|}{|\mathbf{R}|}$, przy czym $\mathbf{R}_{jj'}$ — macierz zredukowana po usunięciu z niej j -tego wiersza i j' -tej kolumny, $|\mathbf{R}|, |\mathbf{R}_{jj'}|$ — wyznaczniki odpowiednio macierzy \mathbf{R} i macierzy $\mathbf{R}_{jj'}$.

W następnym kroku — jeżeli było to konieczne — wyeliminowano zmienną charakteryzującą się najwyższą wartością diagonalną, przekraczającą arbitralnie ustaloną wartość progową ($r^*=10$).

Wyjściowy zestaw cech diagnostycznych zredukowano ze względu na niski stopień zróżnicowania, eliminując zmienną pokazującą odsetek mieszkań wyposażonych w łazienkę (X_{15}). Pozostałe zmienne, z uwagi na wysoką zdolność dyskryminacyjną, jak również wysoką pojemność informacyjną (niskie skorelowanie z pozostałymi zmiennymi), wykorzystano do konstrukcji syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców. Zmienne X_1, X_4, X_9, X_{20} oraz X_{23} zaliczono do zbioru destymulant (dla których optymalne są niskie wartości), a pozostałe do zbioru stymulant (korzystne są wysokie wartości z punktu widzenia badanego zjawiska). Zmienne te nie miały charakteru nominanty.

W metodach taksonomicznych jednym z głównych wymagań, jakie stawia się wobec finalnych zmiennych diagnostycznych jest ich porównywalność (postulat addytywności).

Dążąc do uzyskania porównywalności cech o różnych mianach i rzędach wielkości, dokonano normalizacji poprzez klasyczną standaryzację wartości zmiennej.

Wykorzystanie metody TOPSIS umożliwiło uporządkowanie powiatów ze względu na poziom życia mieszkańców. Obliczone syntetyczne mierniki odwzorowują pozycję powiatów w stosunku do pozostałych obszarów (wyższa wartość syntetycznego miernika rozwoju oznacza wyższy poziom badanego zjawiska).

TABL. 1. SYNTETYCZNY MIERNIK POZIOMU ŻYCIA MIESZKAŃCÓW POWIATÓW POLSKI WSCHODNIEJ I PÓLNOCNO-WSCHODNIEJ W 2014 R.

Powiaty	SMR	R	Powiaty	SMR	R	Powiaty	SMR	R
m. Rzeszów	0,6707	1	Radzyński	0,4867	35	Konecki	0,4642	68
m. Lublin	0,6437	2	Rzeszowski	0,4842	36	Jędrzejowski	0,4627	69
m. Olsztyn	0,6434	3	Włoszczowski ...	0,4835	37	Działdowski	0,4626	70
m. Krosno	0,6432	4	Bielski	0,4832	38	Lubaczowski	0,4617	71
m. Kielce	0,6259	5	Kraśnicki	0,4812	39	Braniewski	0,4610	72
m. Przemyśl	0,6257	6	Moniecki	0,4811	40	Giżycki	0,4607	73
m. Suwałki	0,6201	7	Skarżyski	0,4808	41	Brzozowski	0,4600	74
m. Łomża	0,6179	8	Nidzicki	0,4800	42	Ostródzki	0,4593	75
m. Biała Podlas- ka	0,5963	9	Ĺawski	0,4796	43	Siemiatycki	0,4560	76
m. Białystok	0,5856	10	Pińczowski	0,4778	44	Ostrowiecki	0,4546	77
m. Zamość	0,5639	11	Wysokomazowiec- ki	0,4775	45	Sejneński	0,4543	78
m. Tarnobrzeg ...	0,5432	12	Biłgorajski	0,4768	46	Ĺelcki	0,4536	79
Ĺęczyński	0,5319	13	Tomaszowski	0,4768	47	Opolski	0,4531	80
Leski	0,5186	14	Olecki	0,4766	48	Kolbuszowski	0,4529	81
Widnicki	0,5150	15	Buski	0,4765	49	Białski	0,4523	82
Miecki	0,5146	16	Olsztyński	0,4750	50	Białostocki	0,4468	83
Tarnobrzeski	0,5073	17	Parczewski	0,4750	51	Piski	0,4429	84
Sandomierski	0,5039	18	Ropczycko-sędzi- szowski	0,4750	52	Kętrzyński	0,4410	85
Stalowowski	0,5024	19	Augustowski	0,4749	53	Grajewski	0,4408	86
Ĺañcucki	0,5012	20	Hrubieszowski ...	0,4712	54	Kielecki	0,4408	87
Rycki	0,5003	21	Przeworski	0,4708	55	Ĺukowski	0,4381	88
Włodawski	0,4980	22	m. Chełm	0,4704	56	Dębicki	0,4359	89
Staszowski	0,4979	23	Lubelski	0,4701	57	Opatowski	0,4351	90
Mragowski	0,4972	24	Krośniński	0,4699	58	Ĺbłąski	0,4333	91
Starachowicki	0,4970	25	Lubartowski	0,4682	59	Niżański	0,4328	92
Sanocki	0,4963	26	Zambrowski	0,4682	60	Przemyski	0,4326	93
Puławski	0,4937	27	Krasnostawski ...	0,4671	61	Kolneński	0,4295	94
Hajnowski	0,4922	28	Janowski	0,4669	62	Nowomiejski	0,4279	95
m. Ĺbłag	0,4922	29	Węgorzewski	0,4662	63	Szczyeński	0,4269	96
Strzyżowski	0,4919	30	Kazimierski	0,4651	64	Gołdapski	0,4235	97
Jarosławski	0,4877	31	Sokółski	0,4649	65	Zamojski	0,4232	98
Leżajski	0,4877	32	Bartoszycki	0,4646	66	Suwalski	0,4023	99
Jasielski	0,4874	33	Lidzbarski	0,4646	67	Łomżyński	0,3981	100
Bieszczadzki	0,4871	34				Chełmski	0,3919	101

Charakterystyka rozkładu

<i>MED</i>	0,4750
<i>ŚR</i>	0,4856
<i>V_s</i>	0,1140
<i>SD</i>	0,0553
<i>Q1</i>	0,4560
<i>Q3</i>	0,4963

U w a g a. *MED* — mediana; *ŚR* — wartość średnia; *V_s* — współczynnik zmienności; *SD* — odchylenie standardowe; *Q1* — kwartył pierwszy; *Q3* — kwartył trzeci.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych BDL, www.stat.gov.pl.

Na podstawie danych z tabl. 1 można stwierdzić, że w Polsce Wschodniej i Północno-Wschodniej istnieje dość słabe zróżnicowanie wartości analizowanej zmiennej. Stosunek wartości maksymalnej (m. Rzeszów) do minimalnej (powiat chełmski) wyniósł 1,71. Współczynnik zmienności kształtował się na poziomie 11,4%⁴. W przypadku 75,0% powiatów miernik ten nie przekroczył 0,4963, przy wartości maksymalnej 0,6707 i minimalnej 0,3919. Warto zwrócić uwagę, że miernik syntetyczny charakteryzował się asymetrią prawostronną⁵, co oznacza, że dominowały wartości nieprzekraczające średniej arytmetycznej syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców.

Na podstawie wartości syntetycznych mierników utworzono ranking powiatów. Na czele znalazły się miasta na prawach powiatu: Rzeszów, Lublin, Olsztyn, Krosno i Kielce, co wynika z relatywnie wysokich wartości zmiennych cząstkowych w każdej grupie tematycznej. Zwracają uwagę bardzo niskie lokaty powiatów leżących w bezpośrednim sąsiedztwie byłych miast wojewódzkich. Przede wszystkim dotyczy to powiatów: zamojskiego (98 lokata), suwalskiego (99), łomżyńskiego (100) czy chełmskiego (101). Przyczyną takiego stanu może być bliskość dużego miasta, tzw. „cień wielkiego miasta”. W miastach na prawach powiatu skoncentrowana jest znacząca część potencjału społeczno-gospodarczego danego województwa (przedsiębiorstwa, instytucje otoczenia biznesu, jednostki kulturalne i edukacyjne). Przyczynia się to do zaniżania wskaźników poziomu życia w odpowiadających im tzw. powiatach ziemskich.

W celu pogłębienia analiz dokonano również klasyfikacji powiatów ze względu na podobny poziom życia mieszkańców dwiema metodami opartymi na podobieństwie taksonomicznym — metodą Warda (jako sposób mierzenia odległości między obiektami wykorzystano kwadrat odległości euklidesowej, aby przypisać większą wagę obiektom bardziej oddalonym od innych) oraz metodą PAM.

Metoda Warda jest dość szeroko opisywana w literaturze statystycznej (Młodak, 2006; Panek, 2009). W opinii badaczy efektywność wykrywania prawdziwej struktury danych na podstawie tej metody jest znacznie wyższa w porównaniu z innymi metodami aglomeracyjnymi, jednak ma tendencję do integrowania skupień zawierających stosunkowo niewielką liczbę obserwacji oraz generowania skupień o zbliżonej liczebności (Młodak, 2006; Strahl, 2006; Suchecki, 2010). Efekty zastosowania metody Warda często przedstawia się w postaci drzewka powiązań.

W celu ustalenia grup obiektów najbardziej do siebie podobnych należy dokonać podziału takiego dendrogramu. Jednym z podstawowych problemów, jakie pojawiają się w metodzie Warda jest ustalenie wartości optymalnej wielkości progowej, tzw. krytycznej wielkości odległości, przy której odcinane są ramiona dendrogramu i w ten sposób ustalone są skupienia obiektów. Decyzja

⁴ Powszechnie przyjmuje się, że jeżeli współczynnik zmienności nie przekracza 10%, to zmienne wykazują zróżnicowanie statystycznie nieistotne (Zeliaś, 2000).

⁵ Obliczenia własne na podstawie danych z tabl. 1.

dotycząca wartości progowej ma charakter subiektywny. W celu ograniczenia subiektywności wykorzystano jedną z technik wspomagających. Do ustalenia krytycznej wartości odległości, przy której odcinane są ramiona dendrogramu, zastosowano następującą formułę (Panek, 2009):

$$d_{i+1}^* > \bar{d} + k s_d \quad (6)$$

gdzie:

d_{i+1}^* — wartość krytyczna odległości odpowiadającej $i+1$ długości gałęzi,

\bar{d}, s_d — średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe długości gałęzi drzewka,

k — parametr, którego optymalna wartość szacowana to 1,25.

Krytyczna wartość odległości, przy której zostały odcięte ramiona dendrogramu wyniosła 247,01, w wyniku czego wyodrębniono 3 skupienia powiatów.

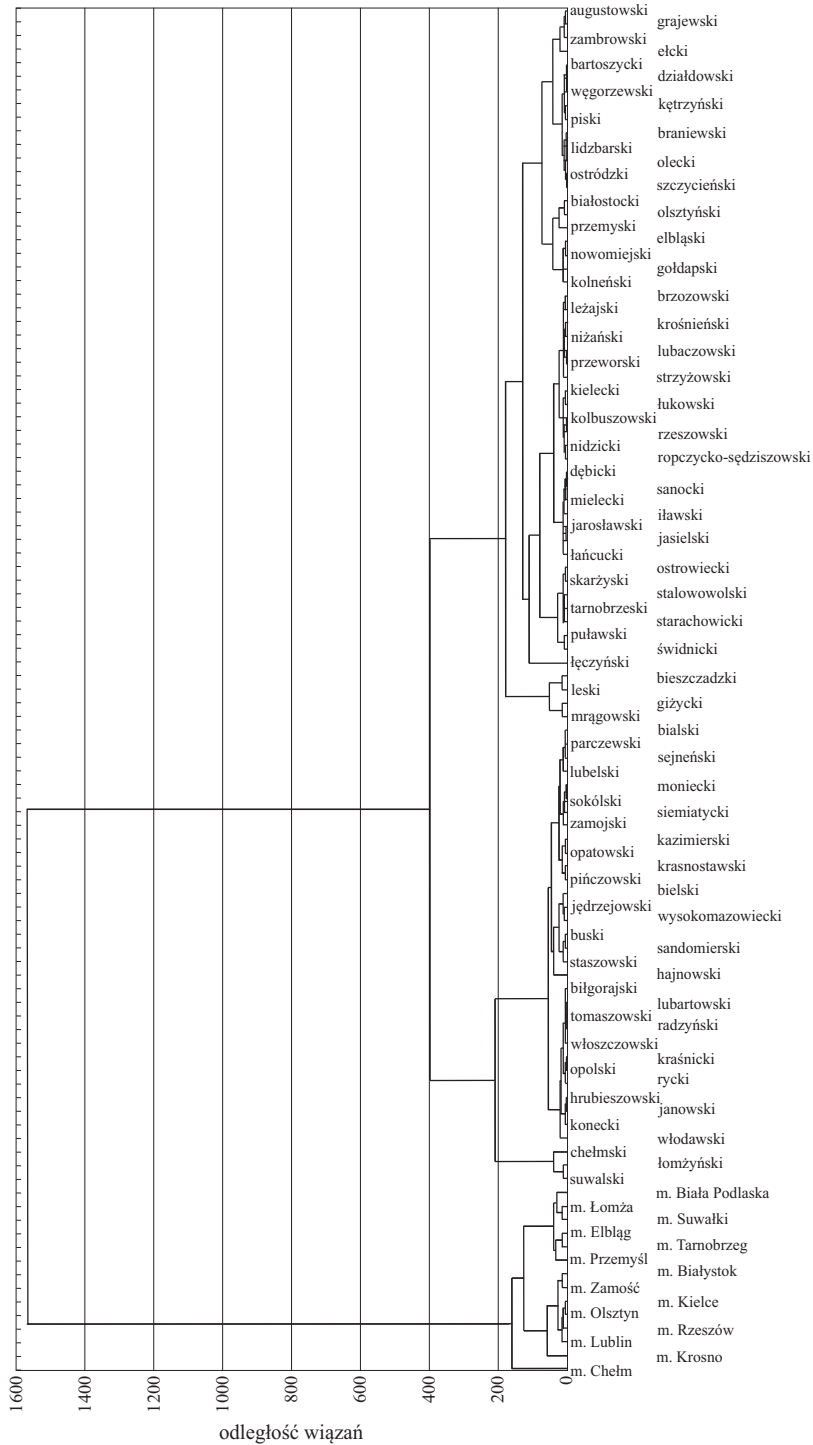
Znacznie rzadziej wykorzystywaną metodą klasyfikacji jest metoda podziałowa PAM. Należy ona do stosunkowo nowych metod klasyfikacji (algorytm grupowania wokół medoidów został zaproponowany przez Kaufmana i Rousseeuwa w 1987 r.). Algorytm⁶ polega na wyszukaniu k obiektów, tzw. reprezentantów, które są centralnie położone w klastrach (tzw. medoidy). Reprezentantem klastra jest obiekt, w którym średnia odmienność (odległość do reprezentanta) wszystkich obiektów w klastrze jest minimalna. W rzeczywistości algorytm PAM minimalizuje sumę odmienności zamiast średniej odmienności. Wybór k medoidów przeprowadza się w dwóch etapach. W pierwszym etapie uzyskuje się początkowe grupowanie poprzez kolejny wybór obiektów „reprezentantów”, aż do momentu sprawdzenia k obiektów. Pierwszym obiektem jest ten, dla którego suma odmienności do wszystkich innych obiektów jest tak mała, jak to tylko możliwe (jest to swojego rodzaju „wielowymiarowa mediana” obiektów N , stąd termin „medoid”). Następnie w każdym kroku wybierany jest obiekt, który zmniejsza funkcję celu (sumę odmienności) w jak największym stopniu. Druga faza polega na próbie poprawy zestawu reprezentantów. Odbywa się to poprzez uwzględnienie wszystkich par obiektów (i, h) , dla których obiekt i został wybrany do zbioru reprezentantów, natomiast obiekt h nie należy do zbioru reprezentantów, gdy po zamianie i na h zmniejsza się funkcja celu. Końcowa średnia odległość (odmienność) — która postrzegana jest jako miernik „dobroci” ostatecznego grupowania obiektów — wyrażona jest wzorem:

$$F = \frac{\sum_{i=1}^N d_{i,m(i)}}{N} \quad (7)$$

gdzie $m(i)$ jest reprezentantem (medoidem) najbliższego obiektu i .

⁶ Algorytm opisano na podstawie Kaufman i Rousseeuw (2005) oraz UNESCO (2008).

Wykr. 1. DENDROGRAM PODOBIEŃSTWA POWIATÓW POD WZGLĘDEM POZIOMU ŻYCIA MIESZKAŃCÓW UTWORZONY METODĄ WARDĄ (dane za 2014 r.)



Źródło: opracowanie własne.

W algorytmie metody PAM rozróżnia się dwa typy izolowanych klastrów, które można oznaczyć jako L — *klaster* oraz L^* — *klaster*. Klaster C jest L — *klastrem*, jeśli dla każdego obiektu i należącego do C spełniony jest warunek:

$$\max_{j \in C} d_{ij} < \min_{h \notin C} d_{ih}$$

Natomiast klaster C jest L^* — *klastrem*, jeśli:

$$\max_{i, j \in C} d_{ij} < \min_{l \in C, h \notin C} d_{lh}$$

W metodzie tej wyróżnia się średnicę klastra C , którą definiuje się jako największą odmiennosć (odległość) między obiektami należącymi do C :

$$D_C = \max_{i, j \in C} d_{ij} \quad (8)$$

Ponadto zwraca się uwagę na separację klastra, która definiowana jest jako najmniejsza odmiennosć między dwoma obiektami, z których jeden należy do klastra C , a drugi nie:

$$S_C = \min_{l \in C, h \notin C} d_{lh} \quad (9)$$

Jeśli j jest medoidem klastra C , to średnia odległość od wszystkich obiektów C do j obliczana jest w następujący sposób:

$$\bar{d}_j = \frac{\sum_{i \in C} d_{ij}}{N_j} \quad (10)$$

Ponadto maksymalna odległość wszystkich obiektów C od j obliczana jest następująco:

$$DIST_{\max} = \max_{i \in C} d_{ij} \quad (11)$$

Wyniki procedury klasyfikacji przeprowadzone metodami PAM i Warda zamieszczono w tabl. 2. W celu ułatwienia interpretacji przedstawiono je według średnich arytmetycznych syntetycznych mierników w kolejności malejącej (uzyskanych metodą TOPSIS) wewnątrz danego skupienia.

**TABL. 2 KLASYFIKACJA POWIATÓW ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA MIESZKAŃCÓW
UZYSKANA METODAMI PAM I WARDA (dla danych z 2014 r.)**

Grupy	Powiaty
Według metody PAM	
I	m. Biała Podlaska, m. Białystok, m. Chełm, m. Elbląg, m. Kielce, m. Krosno, m. Lublin, m. Łomża, m. Olsztyn, m. Przemysł, m. Rzeszów, m. Suwałki, m. Tarnobrzeg, m. Zamość
II	augustowski, bartoszycki, bieszczadzki, braniewski, dębicki, działdowski, elbląski, elcki, giżycki, gołdapski, grajewski, iławski, jarosławski, kętrzyński, kolbuszowski, leski, leżajski, lidzbarski, łancucki, mielecki, mrągowski, nidzicki, niżański, nowomiejski, olecki, olsztyński, ostrowiecki, ostródzki, piski, ropczycko-sędziszowski, rzeszowski, sanocki, skarżyski, stalowowolski, szczycieński, węgorzewski
III	bialski, białostocki, bielski, biłgorajski, brzozowski, buski, chełmski, hajnowski, hrubieszowski, janowski, jasielski, jędrzejowski, kazimierski, kielecki, kolneński, konecki, krasnostawski, krańicki, krośnieński, lubaczowski, lubartowski, lubelski, łęczyński, łomżyński, łukowski, moniecki, opatowski, opolski, parczewski, pińczowski, przemyski, przeworski, puławski, radzyński, rycki, sandomierski, sejneński, siemiatycki, sokólski, starachowicki, staszowski, strzyżowski, suwalski, świdnicki, tarnobrzeczki, tomaszowski, włodawski, włoszczowski, wysokomazowiecki, zambrowski, zamojski
Według metody Warda	
I	m. Biała Podlaska, m. Białystok, m. Chełm, m. Elbląg, m. Kielce, m. Krosno, m. Lublin, m. Łomża, m. Olsztyn, m. Przemysł, m. Rzeszów, m. Suwałki, m. Tarnobrzeg, m. Zamość
II	augustowski, bartoszycki, białostocki, bieszczadzki, braniewski, brzozowski, dębicki, działdowski, elbląski, elcki, giżycki, gołdapski, grajewski, iławski, jarosławski, jasielski, kętrzyński, kielecki, kolbuszowski, kolneński, krośnieński, leski, leżajski, lidzbarski, lubaczowski, łancucki, łęczyński, łukowski, mielecki, mrągowski, nidzicki, niżański, nowomiejski, olecki, olsztyński, ostrowiecki, ostródzki, piski, przemyski, przeworski, puławski, ropczycko-sędziszowski, rzeszowski, sanocki, skarżyski, stalowowolski, starachowicki, strzyżowski, szczycieński, świdnicki, tarnobrzeczki, węgorzewski, zambrowski
III	bialski, bielski, biłgorajski, buski, chełmski, hajnowski, hrubieszowski, janowski, jędrzejowski, kazimierski, konecki, krasnostawski, krańicki, lubartowski, lubelski, łomżyński, moniecki, opatowski, opolski, parczewski, pińczowski, radzyński, rycki, sandomierski, sejneński, siemiatycki, sokólski, staszowski, suwalski, tomaszowski, włodawski, włoszczowski, wysokomazowiecki, zamojski

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W wyniku zastosowania różnych metod klasyfikacji obiektów uzyskano różnorodne rezultaty grupowania. Niezgodności te mogą wynikać m.in. z odmiennego sposobu obliczania odległości między obiektami czy też odległości między samymi skupieniami.

Zastosowanie metod klasyfikacji obiektów ze względu na poziom życia mieszkańców pozwoliło zidentyfikować prawidłowości przestrzenne. Zarówno w przypadku metody PAM, jak i Warda w analizowanym okresie wyodrębniana została grupa, którą tworzyły wyłącznie miasta na prawach powiatu. Ponadto wyodrębnione grupy powiatów nie tworzyły zwartych przestrzennie obszarów, natomiast wewnątrz wyodrębnionego drugiego skupienia (zarówno według PAM, jak i Warda) zidentyfikowano na północy analizowanych makroregionów rozległy i zwarty przestrzennie obszar, obejmujący całe województwo warmińsko-mazurskie z wyjątkiem miast na prawach powiatu.

Weryfikację poprawności klasyfikacji przeprowadzono na podstawie mierników homo- i heterogeniczności (Młodak, 2006). Mierniki homogeniczności skupień określają jednorodność skupień (im mniejsza ich wartość, tym lepiej), natomiast mierniki heterogeniczności — odrębność grup obiektów (wyższe wartości tego miernika świadczą o większym dystansie między skupieniami).

Do oceny homogeniczności skupień wykorzystano miernik odzwierciedlający średnią arytmetyczną odległość obiektów w grupie, opisany za pomocą wzoru:

$$hm = \frac{1}{k} \sum_{l=1}^k \bar{d}_l; \quad \bar{d}_l = \frac{1}{(n_l^2 - n_l)} \sum_{i=1}^{n_l} \sum_{j=1}^{n_l} d_{ij} \quad (12)$$

gdzie n_l — liczebność l -tej grupy; k — liczba grup.

W celu dokonania oceny heterogeniczności skupień obliczono miernik odzwierciedlający średnią arytmetyczną między grupami, wyrażony wzorem:

$$hr = \frac{1}{k} \sum_{l=1}^k d_{\min}^{(l,l')}, \quad d_{\min}^{(l,l')} = \min_p (\min_{o \notin \{p\}} d_{p,o}) \quad (13)$$

gdzie:

- $\{p\}$ — zbiór obiektów l -tej grupy,
- p — obiekt należący do zbioru $\{p\}$,
- o — zbiór obiektów nienależących do grupy l .

Miara poprawności skupień jest ilorazem miar homogeniczności i heterogeniczności.

Rezultaty oceny poprawności grupowań dla wykorzystanych metod klasyfikacji przedstawiono w tabl. 3.

TABL. 3. SUMARYCZNE MIERNIKI HOMOGENICZNOŚCI, HETEROGENICZNOŚCI ORAZ POPRAWNOŚCI SKUPIEŃ DLA GRUPOWANIA POWIATÓW ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA MIESZKAŃCÓW (dla danych z 2014 r.)

Metody	Sumaryczne mierniki skupień		
	homogeniczności	heterogeniczności	poprawności
PAM	5,092	2,644	1,926
Warda	254,300	93,409	2,722

W celu oceny zgodności klasyfikacji metodami PAM i Warda wykorzystano skorygowany indeks Randa (*ARI*) wyrażony wzorem (Santos i Embrechts, 2009):

$$ARI = \frac{\binom{n}{2}(a+d) - [(a+b)(a+c) + (c+d)(b+d)]}{\binom{n}{2}^2 - [(a+b)(a+c) + (c+d)(b+d)]} \quad (14)$$

gdzie:

- a* — pary obiektów należące do tych samych skupień w grupie *U* i grupie *W*,
- b* — pary obiektów umieszczone w tej samej grupie *U*, ale różnych w *W*,
- c* — pary obiektów umieszczone w tej samej grupie *W*, ale różnych w *U*,
- d* — pary obiektów należące do różnych grup *U* i *W*, gdzie porównaniu ulegają podziały $U = (u_1, u_2, \dots, u_r)$ i $W = (w_1, w_2, \dots, w_c)$.

Wartość skorygowanego indeksu Randa dla danych z 2014 r. była wysoka i wynosiła 0,7640.

ANALIZA AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ

Dokonując analizy poziomu życia mieszkańców warto uwzględnić zjawisko autokorelacji przestrzennej. Badanie zależności przestrzennych umożliwia określenie siły powiązań pomiędzy powiatami, a także pozwala wyodrębnić skupienia powiatów podobnych do siebie ze względu na poziom analizowanego zjawiska.

W literaturze przedmiotu autokorelacja przestrzenna utożsamiana jest ze stopniem skorelowania obserwowanej wartości zmiennej w danej lokalizacji z wartością tej samej zmiennej w innej lokalizacji. Oznacza to, że wartości badanej zmiennej determinują i jednocześnie są determinowane przez jej wielkość w innych lokalizacjach. Wyróżnia się dwa warianty przestrzennych zależności korelacyjnych — autokorelację dodatnią i ujemną. Przez autokorelację dodatnią rozumie się przestrzenne gromadzenie się wysokich bądź niskich wartości obserwowanych zmiennych, natomiast autokorelacja ujemna oznacza, że wysokie wartości sąsiadują z niskimi, a niskie z wysokimi (Suchecki, 2010). Autokorelacja przestrzenna zachodzi wtedy, *gdy występowanie pewnego zjawiska w jednej jednostce przestrzennej powoduje zwiększenie lub zmniejszenie prawdopodobieństwa występowania tego zjawiska w sąsiednich jednostkach* (Bivand, 1981).

W analizie autokorelacji przestrzennej wstępną czynnością jest określenie struktur sąsiedztwa za pomocą tzw. wag przestrzennych. Powstają one na podstawie macierzy odległości lub sąsiedztwa. Na potrzeby artykułu przyjęto podejście uznające jako kryterium bliskości wspólną granicę powiatów (tzw. sąsiedz-

two pierwszego rzędu). W tym najbardziej powszechnym sposobie modelowania sąsiedztwa punktem wyjścia jest macierz binarna, złożona z elementów zero-jedynkowych, w której wartość 1 oznacza, że dane obszary (powiaty) mają wspólną granicę, zaś 0 — gdy jej nie mają (Kopczewska, 2007).

Wśród mierników wykorzystywanych do analizy autokorelacji przestrzennej można wyróżnić dwa typy miar — globalne i lokalne. Miary globalne są jednoliczbowym wskaźnikiem autokorelacji przestrzennej lub ogólnego podobieństwa obszarów. Z kolei statystyki lokalne, wyznaczane dla każdego obszaru, pozwalają odpowiedzieć na pytanie, czy dany powiat otoczony jest obszarami o wysokich lub niskich wartościach albo czy jest podobny/różny względem sąsiadujących powiatów (Kopczewska, 2007).

W celu zbadania zależności między wartościami syntetycznych mierników poziomu życia mieszkańców w powiatach a wartościami tych wskaźników w powiatach sąsiednich obliczono wartości statystyki Morana I (zarówno globalnej, jak i lokalnej). Do obliczenia siły i charakteru korelacji wykorzystano statystykę globalną Morana I, którą można uznać za podstawową⁷ w tego typu analizach. Przyjmuje ona następującą postać (Suchecki, 2010):

$$I = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (15)$$

gdzie:

x_i, x_j — zaobserwowana wartość w lokalizacjach i oraz j ($i, j = 1, 2, \dots, n$),

\bar{x} — średnia we wszystkich badanych obszarach,

w_{ij} — elementy macierzy wag przestrzennych.

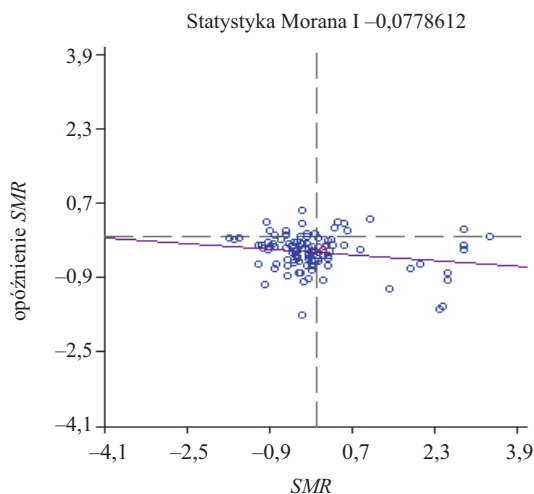
Wartość statystyki globalnej Morana I obliczona dla syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców wyniosła $-0,0779$ i była statystycznie nieistotna⁸. Ujemną wartość statystyki Kopczewska (2007) interpretuje jako tzw. *hot spots*, utożsamiane z wyspami zdecydowanie innych wartości (niskich lub wysokich). Brak statystycznej istotności oznacza, że wartość analizowanej zmiennej rozmieszczona jest w sposób losowy między poszczególnymi lokalizacjami przestrzennymi.

⁷ Do innych statystyk wykorzystywanych do analizowania globalnej autokorelacji przestrzennej można zaliczyć statystyki *joint-count* (zliczające połączenia) czy Geary'ego C. Do często wykorzystywanych lokalnych statystyk można zaliczyć statystyki C_i Geary'ego oraz G Getisa (Kopczewska, 2007; Suchecki, 2010).

⁸ Test istotności statystyki globalnej oparto na analizie histogramów permutacji testu randomizacyjnego, a weryfikacja hipotezy nastąpiła na podstawie wartości pseudopoziumo istotności.

W celu wizualizacji lokalnych zależności przestrzennych (klastrow) i pogłębienia analiz sporządzono wykres punktowy⁹ statystyki globalnej Morana I (wykr. 2). Wartość współczynnika kierunkowego naniesionej na wykres linii regresji tożsama jest z wartością globalnej statystyki Morana I. Rozmieszczenie większości punktów w trzeciej ćwiartce wykresu wskazuje, że przeważająca liczba analizowanych obiektów (powiatów) skupia (klastruje) się ze względu na niskie wartości syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców.

Wykr. 2. STATYSTYKA GLOBALNA MORANA I



Źródło: jak przy wykr. 1.

Kolejnym etapem badania było przeanalizowanie struktury rozmieszczenia przestrzennego badanych zmiennych w całym obszarze, co umożliwiającą lokalne współczynniki autokorelacji. W celu znalezienia udziału globalnej autokorelacji dla każdej z lokalizacji analizowanego obszaru wykorzystano lokalną statystykę Morana I_i wchodzącą w skład tzw. lokalnych wskaźników związków przestrzennych LISA (*Local Indicator of Spatial Association*). Lokalna statystyka Morana I_i w przypadku niestandardyzowanych wartości zmiennej i standaryzowanej wierszami macierzy wag ma postać (Sucheck, 2010):

⁹ Wykres dzielony jest na cztery ćwiartki względem punktu (0,0). Punkty położone w dolnej lewej ćwiartce (wartości niskie w obszarze i , przy jednocześnie wartościach niskich w obszarach sąsiedzkich) oraz górnej prawej ćwiartce (wartości wysokie w obszarze i , przy wysokich wartościach w obszarach sąsiedzkich) świadczą o dodatniej autokorelacji przestrzennej. Z kolei punkty leżące w lewej górnej ćwiartce (wartości wysokie w obszarze i , przy niskich wartościach w obszarach sąsiedzkich) oraz prawej dolnej ćwiartce (wartości niskie w obszarze i , przy wysokich wartościach w obszarach sąsiedzkich) świadczą o ujemnej autokorelacji przestrzennej (Kopczewska, 2007).

$$I_{i(w)} = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij}^* (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (16)$$

gdzie:

w_{ij}^* — elementy pochodzące z przestrzennej macierzy wag pierwszego rzędu standaryzowanej wierszami,

x_i, x_j — zaobserwowana wartość w lokalizacjach i oraz j ($i, j = 1, 2, \dots, n$),

\bar{x} — średnia we wszystkich badanych obszarach.

W tabl. 4 przedstawiono wartości lokalnych statystyk dla syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców wyznaczonego na podstawie danych z 2014 r.

TABL. 4. WARTOŚCI LOKALNEJ STATYSTYKI MORANA I_i DLA SYNTETYCZNEGO MIERNIKA POZIOMU ŻYCIA MIESZKAŃCÓW (w 2014 r.)

Powiaty	Statystyka	Powiaty	Statystyka	Powiaty	Statystyka
Augustowski	0,1259*	Kolneński	1,0678**	Przemyski	-0,2785
Bartoszycki	0,1725	Konecki	0,1202	m. Przemysł	-2,4238
Białski	-0,0663	Krasnostawski	0,1821	Przeworski	0,0463
m. Biała Podlaska	-1,2031	Kraśnicki	0,0196	Puławski	-0,0335
Białostocki	0,0536	m. Krosno	-0,8071	Radzyński	-0,0099
m. Białystok	-1,2664	Krośniński	-0,1545	Ropczycko-sędziszow- ski	0,0335
Bielski	0,0136	Leski	0,0659	Rycki	-0,0909
Bieszczadzki	-0,0015	Leżajski	-0,0086	Rzeszowski	-0,0009
Biłgorajski	0,0679	Lidzbarski	0,1846	m. Rzeszów	-0,0836
Braniewski	0,2522	Lubaczowski	0,0589	Sandomierski	0,0534
Brzozowski	0,0886	Lubartowski	0,0027*	Sanocki	-0,0418
Buski	0,0450	Lubelski	-0,0717	Sejneński	0,4799
m. Chełm	0,4644**	m. Lublin	0,3597	Siemiatycki	0,0897
Chełmski	0,0974	Łańcucki	-0,0239	Skarżyski	0,0285
Dębicki	-0,1077	Łęczyński	-0,2402	Sokołski	0,1214
Działdowski	0,1792	m. Łomża	-3,7793*	Stalowowolski	-0,0627
m. Elbląg	-0,1129	Łomżyński	0,1390	Starachowicki	-0,1001
Elbląski	0,2784	Łukowski	0,1350	Staszowski	-0,0237
Elcki	0,3747*	Mielecki	-0,1116	Strzyżowski	-0,0348
Giżycki	0,2299	Moniecki	0,0593*	Suwałski	0,0476
Goldapski	0,6919	Mrągowski	-0,1376*	m. Suwałki	-3,6577
Grajewski	0,5688*	Nidzicki	0,0540	Szczycki	0,2262
Hajnowski	-0,0509	Niżański	0,1224	Świdnicki	0,1475
Hrubieszowski	0,2580*	Nowomiejski	0,2728	m. Tarnobrzeg	0,3765
Iławski	0,0696	Olecki	0,1483*	Tarnobrzęski	0,1198
Janowski	0,0788	m. Olsztyn	-0,5453	Tomaszowski	0,0785
Jarosławski	-0,0211	Olsztyński	0,0033	Węgorzewski	0,2775*
Jasielski	-0,0117	Opatowski	0,2253	Włodawski	-0,0925
Jędrzejowski	0,1361	Opolski	0,1650	Włoszczowski	0,0202
Kazimierski	0,0564	Ostrowiecki	0,2827	Wysokomazowiecki	0,0581
Kętrzyński	0,1869	Ostródzki	0,1693	Zambrowski	0,2542*
m. Kielce	-2,0516	Parczewski	0,1693	Zamojski	0,2234
Kielecki	-0,0194	Pińczowski	0,0618	m. Zamość	-1,5951*
Kolbuszowski	-0,0050	Piski	0,4757*		

U w a g a * — wartości istotne statystycznie na poziomie $p < 0,05$; ** — wartości istotne statystycznie na poziomie $p < 0,01$.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Analizując wartości lokalnych statystyk Morana I_i obliczonych dla syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców Polski Wschodniej można stwierdzić, że tylko w 12 powiatach statystyka ta przyjmuje wartości dodatnie i istotne statystycznie. Oznacza to, że powiaty te sąsiadują z powiatami o podobnych wartościach syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców. W przypadku 3 powiatów zaobserwowano natomiast ujemne i statystycznie istotne wartości lokalnej statystyki Morana I_i (powiat mrągowski oraz miasta na prawach powiatu — Łomża i Zamość). Taki stan świadczy o tym, że powiaty te sąsiadują z obszarami o znacznie różnych wartościach syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców. W przypadku pozostałych powiatów lokalna statystyka Morana I_i dla analizowanej zmiennej przyjmowała wartości dodatnie dla 52 powiatów oraz ujemne w 34 powiatach, jednak nie były one statystycznie istotne.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza taksonomiczna pozwoliła zaobserwować umiarkowane dysproporcje między poszczególnymi powiatami Polski Wschodniej i Północno-Wschodniej w zakresie poziomu życia mieszkańców. Na podstawie przeprowadzonych badań metodami Warda i PAM utworzono trzy grupy powiatów charakteryzujące się podobnym poziomem życia mieszkańców. W przypadku obu metod odrębną grupę tworzyły tzw. powiaty grodzkie. Warto podkreślić, że otrzymane wyniki oceny efektywności grupowań powiatów ze względu na poziom życia mieszkańców stosunkowo rzadko wykorzystywaną metodą PAM wskazują, że może ona być bardzo użyteczna w wielowymiarowych analizach porównawczych.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że na badanym obszarze najwyższym poziomem życia mieszkańców charakteryzują się miasta na prawach powiatu — Rzeszów, Lublin, Olsztyn, Krosno, Kielce. Wynika to z relatywnie wysokich wartości poszczególnych zmiennych cząstkowych w każdej rozpatrywanej grupie tematycznej. Jedne z najniższych wartości syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców notowano wśród powiatów leżących w bezpośrednim sąsiedztwie byłych miast wojewódzkich (m.in. w powiatach zamojskim, suwalskim i łomżyńskim). Może być to związane ze zjawiskiem „cienia wielkiego miasta”. W miastach na prawach powiatu zgromadzona jest znacząca część potencjału społeczno-gospodarczego danego regionu, co często przyczynia się do zaniżania wskaźników poziomu życia w obszarach przyległych.

W celu zbadania zależności między wartościami syntetycznych mierników poziomu życia mieszkańców w poszczególnych powiatach z wartościami tych wskaźników w powiatach sąsiednich obliczono wartości statystyki Morana I . Dla danych z 2014 r. wartość statystyki globalnej Morana I wyniosła $-0,0779$ i była statystycznie nieistotna. Nie można więc mówić o istnieniu globalnej autokorelacji przestrzennej syntetycznych mierników poziomu życia mieszkańców

badanego obszaru (wyznaczonych na podstawie metody TOPSIS). W konsekwencji można przyjąć, że nie występuje statystycznie istotna tendencja do grupowania się powiatów o podobnym poziomie życia mieszkańców.

W kolejnych obliczeniach syntetycznego miernika poziomu życia mieszkańców w przypadku dwunastu powiatów zidentyfikowano dodatnie i istotne statystycznie wartości, natomiast w przypadku trzech powiatów zaobserwowano ujemne i statystycznie istotne wartości lokalnej statystyki Morana I_r . Analiza autokorelacji przestrzennej nie potwierdziła, że istnieje ujemna i istotna statystycznie autokorelacja przestrzenna między powiatami miejskimi i odpowiadającymi im powiatami ziemskimi. W dalszych badaniach warto byłoby przeprowadzić analizę dotyczącą mniejszych jednostek przestrzennych, jednak istotnym problemem jest mniejszy zakres danych dostępnych dla tego poziomu.

dr Mariusz Malinowski — *Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu*

LITERATURA

- Balicki, A. (2009). *Statystyczna analiza wielowymiarowa i jej zastosowanie społeczno-ekonomiczne*. Gdańsk: Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Bivand, R. (1981). *Modelowanie geograficznych układów czasoprzestrzennych*. Warszawa-Poznań: PWN.
- Bywalec, C., Rudnicki, L. (1992). *Podstawy teorii i metodyki badania konsumpcji*. Kraków: Akademia Ekonomiczna.
- Hwang, C.L., Yoon, K. (1981). *Multiple Attribute Decision Making: Methods and Applications*. Berlin Heidelberg New York: Springer Verlag.
- Kalisiewicz, D. (red.) (1995). *Nowa encyklopedia powszechna PWN. Tom 3*. Warszawa: PWN.
- Kaufman, L., Rousseeuw, P. (2005). *Finding groups in data: an introduction to cluster analysis*. Wiley&Sons.
- Kopczewska, K., (2007). *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R-Cran*. Warszawa: CeDeWu.
- Ministerstwo Rozwoju Regionalnego (2012). *Strategia Rozwoju Kraju 2020*. Warszawa.
- Młodak, A. (2006). *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Warszawa: Difin.
- One Global Economy (2014). *Digital Inclusion Social Impact Evaluation. Final Report*. Washington.
- Panek, T. (2009). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*. Warszawa: SGH.
- Piasny J. (1993). *Problem jakości życia ludności oraz źródła i mierniki ich określania*. Poznań: Ruch Pracowniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny.
- Santos, J.M., Embrechts, M. (2009). *On the Use of the Adjusted Rand Index as a Metric for Evaluating Supervised Classification. Lecture Notes in Computer Science, vol. 5769*. Artificial Neural Networks — ICANN.
- Strahl, D. (red.) (2006). *Metody oceny rozwoju regionalnego*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego.
- Sucheckki, B. (red.) (2010). *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- UNESCO (2008). *IDAMS. Internationally Developed Data Analysis and Management Software Package*. Paris: United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization.
- Zeliaś, A. (2000). *Metody statystyczne*. Warszawa: PWE.
- Zeliaś, A. (2004). *Poziom życia w Polsce i krajach Unii Europejskiej*. Warszawa: PWE.
- Zienkowski, L. (1979). *Poziom życia. Metody mierzenia i oceny*. Warszawa: PWE.

Summary. *The aim of this article is to order linearly and classify powiats in Eastern and North-Eastern Poland by the living standards of the population as well as to carry out spatial autocorrelation analysis based on the created synthetic indicators of the living standard. For the purpose of this article, a synthetic indicator was created to assess living standards of the population based on previously selected set of diagnostic variables. The use of synthetic indicators made it possible to replace the multi-variable description of objects with one statistical number. It enabled to measure a multidimensional area such as living standards of population as well as to perform a linear ordering of examined objects. 101 powiats in the Lubelskie, Podkarpackie, Podlaskie, Świętokrzyskie and Warmińsko-Mazurskie voivodeships were included in the research. The TOPSIS, Ward's and PAM methods were used in the research. Moreover spatial autocorrelation analyses were carried out based on the Moran's I statistics. The main criterium for selecting variables was completeness and their accessibility for all objects in the research in the year 2014. Data from the Local Data Bank were used for the research purposes.*

Keywords: living standard, linear ordering, classification of objects, spatial autocorrelation.

Katarzyna FILIPOWICZ

Wpływ krajowych i zagranicznych efektów grawitacyjnych na zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski¹

Streszczenie. *Celem opracowania jest dokonanie oceny wpływu efektów grawitacyjnych na zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego naszego kraju w latach 2002—2013. W artykule, stosując metodę taksonomiczną opartą na odległości euklidesowej, dokonano opisu przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego województw. Jako zmienne diagnostyczne do konstrukcji syntetycznego miernika posłużyły następujące zmienne makroekonomiczne: wartość brutto środków trwałych, PKB i inwestycje przypadające na mieszkańca, przeciętne płace, stopa bezrobocia oraz liczba podmiotów w rejestrze REGON na 1000 mieszkańców. Ponadto obliczono oraz opisano łączne krajowe, zagraniczne oraz całkowite efekty grawitacyjne w województwach. Założono, że indywidualne efekty grawitacyjne łączące ze sobą dwa regiony (przez analogię do prawa grawitacji Newtona) są wprost proporcjonalne do iloczynu wartości brutto środków trwałych na mieszkańca w tych regionach oraz odwrotnie proporcjonalne do kwadratu odległości między ich stolicami. Przyjęto także, że łączny efekt grawitacyjny danego województwa jest średnią geometryczną indywidualnych efektów grawitacyjnych. Podsumowanie rozważań stanowi statystyczna analiza pozwalająca ocenić oddziaływanie czynników grawitacyjnych na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski. W badaniu wykorzystano dane Banku Danych Lokalnych GUS.*

Słowa kluczowe: efekt grawitacyjny, zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego, taksonomiczne wskaźniki rozwoju województw w Polsce.

JEL: E23, O47, R11

Celem opracowania jest empiryczna weryfikacja hipotezy, że interakcje przestrzenne istotnie wpływają na zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski. Są

¹ Praca finansowana ze środków na działalność statutową Wydziału Zarządzania i Komunikacji Społecznej UJ, służących rozwojowi młodych naukowców oraz uczestników studiów doktoranckich.

one definiowane jako oddziaływania występujące pomiędzy regionami, przejawiające się m.in. w wymianie handlowej dóbr i usług, migracjach ludności, przepływie kapitału itp. (Ponsard, 1992). By móc skwantyfikować siłę tych interakcji, upraszczająco zakłada się, że zależy ona zarówno od potencjału ekonomicznego danych regionów, jak i od odległości pomiędzy nimi.

W opracowaniu scharakteryzowano przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski w przekroju wojewódzkim w latach 2002—2013. Przyjęto, że rozwój ekonomiczny opisują następujące zmienne makroekonomiczne: PKB, wartość brutto środków trwałych i inwestycje przypadające na mieszkańca, przeciętne płace, stopa bezrobocia oraz liczba podmiotów ujętych w rejestrze REGON na 1000 mieszkańców. Na podstawie tych zmiennych obliczono taksonomiczny wskaźnik rozwoju ekonomicznego, a następnie obliczono również tzw. łączne efekty grawitacyjne dla województw. Uwzględniono zarówno oddziaływania grawitacyjne pomiędzy województwami, jak i interakcje z regionami państw ościennych należących do Unii Europejskiej (UE). Uzyskane wyniki pozwoliły na wyodrębnienie w naszym kraju centrów grawitacyjnych, czyli skupisk województw o największym potencjale grawitacyjnym. Dalej zestawiono wyniki estymacji umożliwiających ocenę wpływu przestrzennych oddziaływań grawitacyjnych na zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski.

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE ROZWOJU EKONOMICZNEGO POLSKI²

W analizie opisano zróżnicowanie w przestrzeni i w czasie sześciu zmiennych makroekonomicznych: PKB, wartości brutto środków trwałych i inwestycji przypadających na mieszkańca, przeciętnych płac, stopy bezrobocia oraz liczby podmiotów ujętych w rejestrze REGON na 1000 mieszkańców. Średnie wartości wyróżnionych zmiennych makroekonomicznych w badanych latach zestawiono w tabl. 1. Na tej podstawie obliczono taksonomiczny wskaźnik rozwoju ekonomicznego.

**TABL. 1. ŚREDNIE WARTOŚCI PODSTAWOWYCH ZMIENNYCH MAKROEKONOMICZNYCH
W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2013**

Województwa	<i>Y</i> (PKB <i>per capita</i>)	<i>K</i> (wartość brutto środków trwałych na miesz- kańca)	<i>I</i> (inwestycje <i>per capita</i>)	<i>w</i> (płace w zł)	<i>u</i> (stopa bezrobocia w %)	<i>REGON</i> (liczba podmiotów wpisanych do rejestru <i>REGON</i> na 1000 mieszkańców)
	w tys. zł					
Polska	36,5	66,7	5,40	3165	14,5	97,7
Dolnośląskie	39,5	69,1	6,21	3226	16,1	109,2

² Problematyka ta poruszana była m.in. w pracach: Gajewskiego (2002, 2003, 2007); Tokarskiego (2005); Malagi i Klibera (2007); Wójcika (2008); Kwiatkowskiego i Tokarskiego (2009), Tokarskiego i Trojaka (2013); Mroczek, Szewczyka i Tokarskiego (2013); Roszkowskiej (2013) czy Trojaka (2015).

TABL. 1. ŚREDNIE WARTOŚCI PODSTAWOWYCH ZMIENNYCH MAKROEKONOMICZNYCH W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2013 (dok.)

Województwa	<i>Y</i> (PKB <i>per capita</i>)	<i>K</i> (wartość brutto środków trwałych na miesz- kańca)	<i>I</i> (inwestycje <i>per capita</i>)	<i>w</i> (płace w zł)	<i>u</i> (stopa bezrobocia w %)	<i>REGON</i> (liczba podmiotów wpisanych do rejestru <i>REGON</i> na 1000 mieszkańców)
	w tys. zł					
Kujawsko-pomorskie	31,2	53,3	4,38	2819	19,0	90,2
Lubelskie	25,0	52,0	3,49	2899	15,0	72,0
Lubuskie	31,4	61,8	5,11	2797	18,9	101,7
Łódzkie	33,8	59,6	5,43	2878	14,9	92,7
Małopolskie	31,2	56,3	4,81	3013	11,8	93,5
Mazowieckie	58,2	105,1	8,47	4134	11,4	121,9
Opolskie	29,8	66,7	3,95	2950	15,6	90,9
Podkarpackie	25,0	51,8	4,30	2778	16,8	69,1
Podlaskie	26,7	57,1	4,03	2888	14,2	76,7
Pomorskie	35,5	63,1	5,73	3212	15,2	108,2
Śląskie	39,3	66,6	5,51	3364	12,3	93,4
Świętokrzyskie	27,8	54,4	4,11	2830	17,6	82,7
Warmińsko-mazurskie ...	27,2	53,2	4,13	2786	23,4	79,6
Wielkopolskie	38,3	66,5	5,55	2986	11,5	105,0
Zachodniopomorskie	32,7	64,6	4,82	2940	20,6	123,5

U w a g a. Zmienne wyrażone w jednostkach pieniężnych przeliczono na ceny stałe z roku 2014, korzystając z jednolitego deflatora *CPI*.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych pochodzących z Banku Danych Lokalnych GUS, <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/start>.

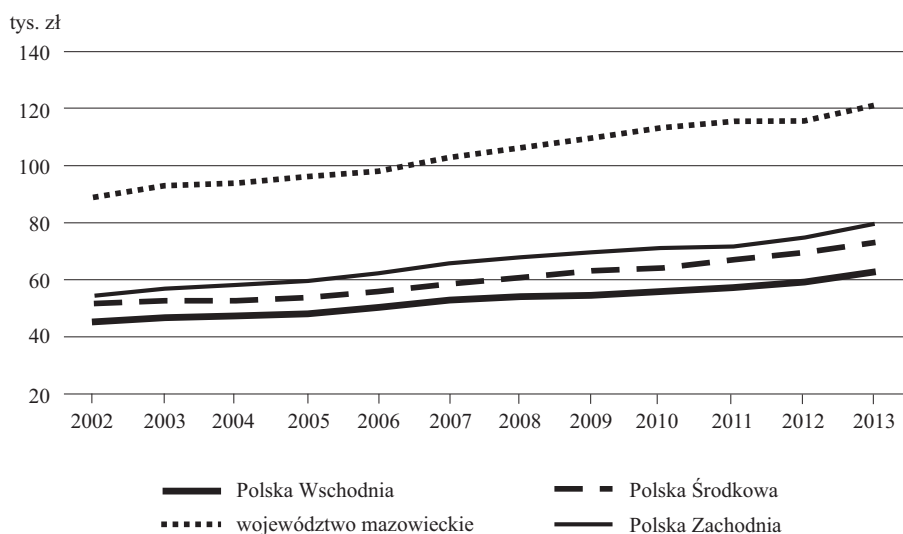
W latach 2002—2013 średnia wartość brutto środków trwałych na mieszkańca w Polsce wynosiła 66,7 tys. zł. Średnią tę zdecydowanie przewyższało województwo mazowieckie, w którym przeciętna wartość kapitału rzeczowego na mieszkańca wynosiła 105,1 tys. zł. Drugie w kolejności pod tym względem było województwo dolnośląskie ze średnią wartością cechy — 69,1 tys. zł. Najniższe przeciętne wartości analizowanej zmiennej notowano natomiast w województwach: świętokrzyskim, kujawsko-pomorskim, warmińsko-mazurskim, lubelskim oraz podkarpackim (tabl. 1).

Na wyk. 1 zilustrowano trajektorie wartości brutto środków trwałych w województwie mazowieckim oraz w województwach Polski Wschodniej, Środkowej i Zachodniej³. We wszystkich tych grupach województw wartość

³ Do poszczególnych grup przypisano następujące województwa: warmińsko-mazurskie, podlaskie, lubelskie, podkarpackie i świętokrzyskie — Polska Wschodnia; pomorskie, kujawsko-pomorskie, łódzkie, małopolskie i śląskie — Polska Środkowa; zachodniopomorskie, lubuskie, wielkopolskie, dolnośląskie i opolskie — Polska Zachodnia. Zaproponowane grupowanie województw wynika z czynników geograficznych, co jest szczególnie ważne w kontekście analiz oddziaływań grawitacyjnych. Ponadto przez Polskę Środkową przechodzi bardzo ważny szlak komunikacyjny (drogowy i kolejowy) łączący południe z północą Polski (Cieszyn i Katowice oraz Chyżne i Kraków z Łodzią, Toruniem i Trójmiastem). Średnie wartości badanych zmiennych w grupach województw policzono na podstawie średniej ważonej z wagami odpowiadającymi udziałem liczby ludności danego województwa w analizowanej grupie województw.

analizowanej zmiennej makroekonomicznej była wyższa w 2013 r. niż w roku 2002. Luka rozwojowa pomiędzy województwem mazowieckim i pozostałymi województwami w zgromadzonym kapitale rzeczowym na mieszkańca wynosiła co najmniej 12 lat⁴. Istotne jest, że w latach 2002—2013 województwa Polski Wschodniej, Środkowej i Zachodniej w ujęciu względnym zmniejszyły nieco dystans dzielący je od województwa mazowieckiego. W roku 2002 wartość brutto środków trwałych przypadających na mieszkańca była wyższa w województwie mazowieckim niż w województwach: Polski Wschodniej o 96,5%, Polski Środkowej o 72,5% oraz Polski Zachodniej o 63,5%. W 2013 r. różnice te wynosiły już kolejno: 93,4%, 65,9% oraz 51,9%.

Wykr. 1. TRAJEKTORIE WARTOŚCI BRUTTO ŚRODKÓW TRWAŁYCH NA MIESZKAŃCA W GRUPACH WOJEWÓDZTW (ceny stałe 2014 r.)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych pochodzących z Banku Danych Lokalnych GUS, <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/start>.

Wartość brutto środków trwałych na mieszkańca w znacznym stopniu determinuje poziom PKB *per capita*, co wynika z teorii neoklasycznej funkcji pro-

⁴ Przez lukę rozwojową między dwiema grupami województw rozumie się okres, po którym gorzej rozwinięta grupa województw osiągnie poziom badanej zmiennej notowany w lepiej rozwiniętej grupie województw w roku bazowym (czyli w roku 2002). Jeśli luka rozwojowa pomiędzy grupą *x* i *y* wynosi np. 10 lat, to grupa *y* osiągnie poziom badanej zmiennej z roku 2002 w grupie *x* w 2012 r.

dukcji (Tokarski, 2009; Żółtowska, 1997)⁵. W związku z tym przestrzenne zróżnicowanie PKB *per capita* w latach 2002—2013 było bardzo zbliżone do przestrzennego zróżnicowania kapitału rzeczowego na mieszkańca⁶. Średni poziom PKB *per capita* w Polsce wyniósł 36,5 tys. zł. Najwyższym przeciętnym poziomem tej zmiennej cechowało się województwo mazowieckie. Przeciętną wartością cechy powyżej średniej wyróżniały się także województwa dolnośląskie, śląskie oraz wielkopolskie. Najniższym średnim poziomem analizowanej zmiennej charakteryzowały się natomiast województwa Polski Wschodniej: świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie, podlaskie, lubelskie oraz podkarpackie (tabl. 1).

We wszystkich grupach województw wartość PKB na mieszkańca była wyższa w 2013 r. niż w roku 2002. Należy jednak zaznaczyć, że w czasie światowego kryzysu finansowego wystąpiło znaczne spowolnienie stopy wzrostu PKB *per capita* we wszystkich województwach — w latach 2002—2008 średnioroczna stopa wzrostu w województwach oscylowała pomiędzy 4,05% i 6,27%, a w latach 2009—2013 wahała się od -0,33% do 2,65%. Luka rozwojowa w PKB *per capita* pomiędzy województwem mazowieckim i pozostałymi grupami województw wynosiła 11 lat. Ponadto wartość PKB *per capita* w województwach Polski Wschodniej w 2013 r. była zbliżona do wartości tej zmiennej makroekonomicznej w województwach Polski Środkowej i Zachodniej w roku 2005. Dodatkowo szybki wzrost PKB *per capita* w województwie mazowieckim spowodował, że różnice w stosunku do pozostałych województw powiększyły się — w 2002 r. wartość PKB *per capita* w województwie mazowieckim była o 110% wyższa niż w Polsce Wschodniej, o 59% wyższa niż w Polsce Środkowej i o 56% wyższa niż w Polsce Zachodniej. W roku 2013 różnice te wynosiły już odpowiednio: 136%, 74% i 66% (wykr. 2).

Warto także zaznaczyć, że pod względem PKB *per capita* województwa Polski Wschodniej znacznie bardziej odstają od pozostałych grup województw niż pod względem wartości brutto środków trwałych na mieszkańca. Przyczyną tego zjawiska mogą być m.in. efekty grawitacyjne⁷.

⁵ Teoretycznie można to wyjaśnić następująco. Jeśli proces produkcyjny opisuje jednorodna stopnia pierwszego (stałe efekty skali) funkcja produkcji postaci $Y_i = F(K_i, L_i)$, gdzie Y_i oznacza wielkość produkcji w i -tym województwie, K_i, L_i — zasoby kapitału rzeczowego i pracujących, to $y_i = f(k_i)$, gdzie $y_i = Y_i/L_i$ oznacza wydajność pracy, zaś $k_i = K_i/L_i$. Wówczas, jeśli przyjmuje się założenie, że w każdym z województw relacje L_i/N_i (gdzie N_i oznacza liczbę mieszkańców) są do siebie zbliżone, to uzyskuje się funkcję:

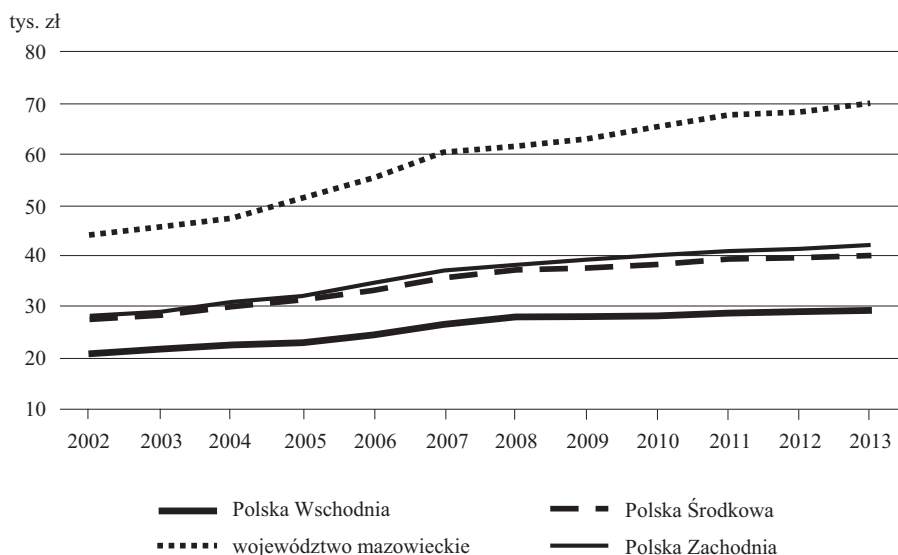
$$\frac{Y_i}{N_i} \approx f\left(\frac{K_i}{N_i}\right)$$

z której wynika, że wyższym wartościom kapitału rzeczowego na mieszkańca K_i/N_i towarzyszą wyższe wartości produktu *per capita* Y_i/N_i (Tokarski, 2015, s. 101).

⁶ Współczynnik korelacji pomiędzy tymi dwiema zmiennymi w województwach w latach 2002—2013 wyniósł 0,938.

⁷ Jeżeli działają efekty grawitacyjne, a województwa Polski Wschodniej położone są peryferyjnie w stosunku do pozostałych województw, to niższa wartość PKB na mieszkańca w tych województwach jest skutkiem zarówno niższego kapitału rzeczowego *per capita*, jak i słabszych efektów grawitacyjnych.

**Wykr. 2. TRAJEKTORIE PKB *PER CAPITA* W GRUPACH WOJEWÓDZTW
(ceny stałe 2014 r.)**



Źródło: jak przy wykr. 1.

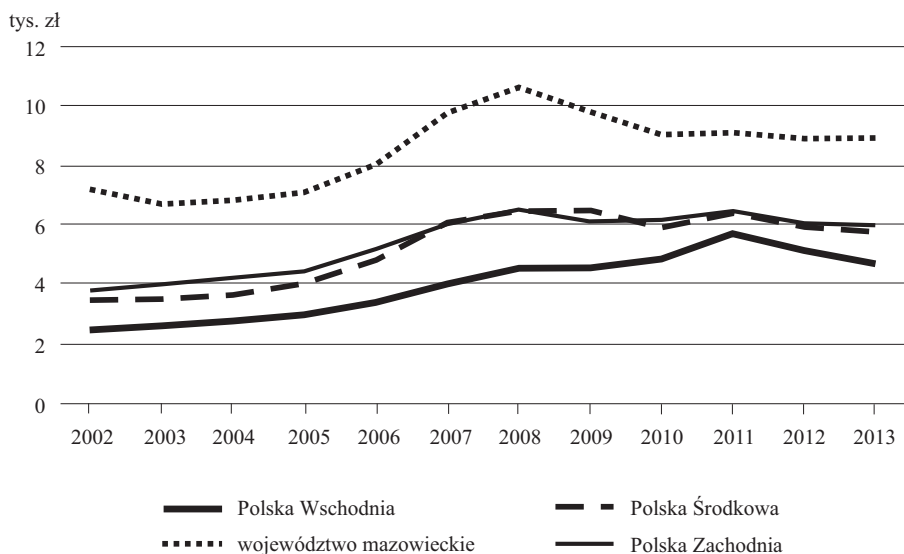
Średni poziom inwestycji *per capita* w Polsce w latach 2002—2013 wynosił 5,4 tys. zł. Podobnie jak w przypadku wcześniejszych zmiennych, województwo mazowieckie odznaczało się najwyższym przeciętnym poziomem inwestycji na mieszkańca — 8,5 tys. zł. Wysoki średni poziom inwestycji *per capita* osiągnęły także województwa dolnośląskie, pomorskie i wielkopolskie. W województwach: warmińsko-mazurskim, świętokrzyskim, podlaskim i opolskim przeciętny poziom analizowanej zmiennej był bardzo niski, a w przypadku województwa lubelskiego inwestycje nie osiągnęły średniego poziomu 4 tys. zł na mieszkańca (tabl. 1)⁸.

Inwestycje *per capita* są zmienną silnie związaną z cyklem koniunkturalnym (co potwierdzają trajektorie na wykr. 3), przy czym ogólnoswiatowy kryzys finansowy w różnym stopniu przeniósł się na zmiany poziomu inwestycji na mieszkańca w poszczególnych grupach województw. Do roku 2008 we wszystkich grupach województw następował wzrost inwestycji *per capita* — najszyb-

⁸ Przestrzenne zróżnicowanie inwestycji na mieszkańca jest zbliżone do zróżnicowania PKB *per capita*. Można to uzasadnić w ten sposób, że inwestycje I można zapisać jako $I = sY$, gdzie $s \in (0; 1)$ — stopa inwestycji, zaś Y — wielkość produkcji. Zatem zróżnicowanie inwestycji wynika zarówno ze zróżnicowania stopy inwestycji s , jak i ze zróżnicowania wielkości produkcji Y , co bezpośrednio wynika z neoklasycznych modeli wzrostu typu: Solowa (1956); Mankiwa, Romera i Weila (1992); Nonnemana i Vanhoudta (1996).

kiej w województwie mazowieckim. W roku 2009 w województwie mazowieckim i w województwach Polski Zachodniej nastąpił spadek wielkości analizowanej zmiennej makroekonomicznej. Z kolei w Polsce Wschodniej oraz Środkowej w 2009 r. poziom inwestycji utrzymał się na poziomie z roku poprzedniego. W Polsce Środkowej wartość zmiennej spadła w roku 2010, a w Polsce Wschodniej dopiero w 2011 r. Ta opóźniona reakcja na kryzys w części województw mogła się wiązać ze słabiej rozwiniętą działalnością pozarolniczą, w szczególności słabszymi powiązaniem gospodarki tych województw z gospodarką światową. W latach 2010—2013 poziom inwestycji ustabilizował się w województwie mazowieckim oraz w województwach Polski Zachodniej i Środkowej.

**Wykr. 3. TRAJEKTORIE INWESTYCJI *PER CAPITA*
W GRUPACH WOJEWÓDZTW (ceny stałe 2014 r.)**



Źródło: jak przy wykr. 1.

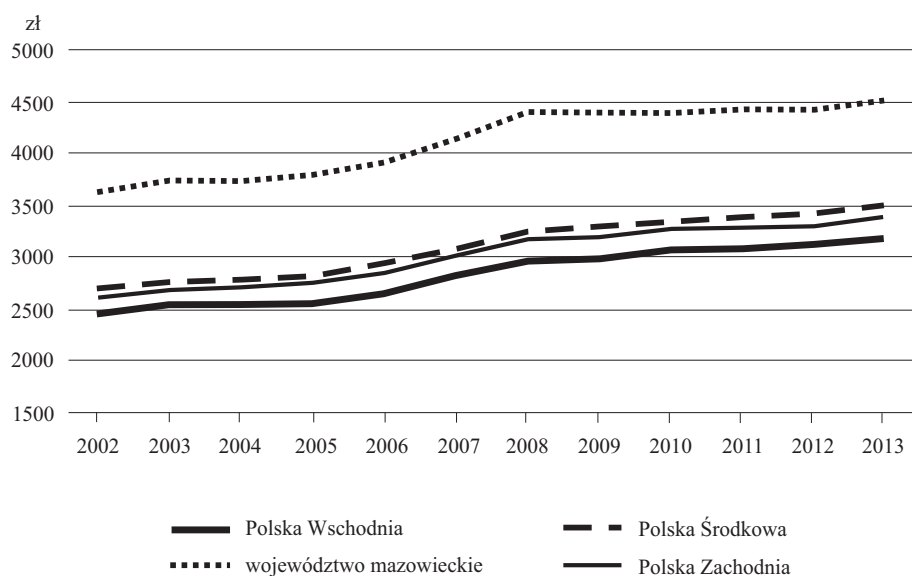
Należy także dodać, że mimo kryzysu poziom inwestycji *per capita* we wszystkich grupach województw był wyższy w 2013 r. niż w roku 2002. Ponadto, podobnie jak w przypadku poprzednich zmiennych, województwo mazowieckie w całym okresie zdecydowanie odstawało od pozostałych województw, a luka rozwojowa w odniesieniu do pozostałych województw w poziomie inwestycji na mieszkańca wynosiła co najmniej 12 lat. W roku 2013 wartość inwestycji na mieszkańca w województwie mazowieckim była o 90%

wyższa niż w województwach Polski Wschodniej, o 55% wyższa niż w województwach Polski Środkowej oraz o 49% wyższa niż w województwach Polski Zachodniej.

W latach 2002—2013 średnie wynagrodzenie w Polsce wynosiło 3165,38 zł⁹. Zdecydowanie najwyższy średni poziom płac notowano w województwie mazowieckim (4134,11 zł). Przeciętne płace powyżej średniej krajowej osiągnięto także w województwach śląskim, dolnośląskim oraz pomorskim. Najniższymi przeciętnymi płacami charakteryzowały się natomiast województwa: lubelskie, podlaskie, łódzkie, świętokrzyskie, kujawsko-pomorskie, lubuskie, warmińsko-mazurskie oraz podkarpackie (tabl. 1).

Zróźnicowanie płac jest w znacznym stopniu skorelowane z wydajnością pracy, a co za tym idzie także z PKB *per capita*¹⁰. Należy jednak dodać, że zmienność wydajności pracy wpływa na zmienność płac przede wszystkim w sektorze prywatnym. W sektorze publicznym płace są znacznie bardziej ujednolicone w skali kraju. Może to prowadzić do konkluzji, że na obszarach o niższym poziomie dochodów ludności z pracy, płace sektora publicznego podnoszą przeciętny poziom wynagrodzeń, a z kolei na obszarach bogatszych obniżają go.

Wykr. 4. TRAJEKTORIE PŁAC W GRUPACH WOJEWÓDZTW (ceny stałe 2014 r.)



Źródło: jak przy wyk. 1.

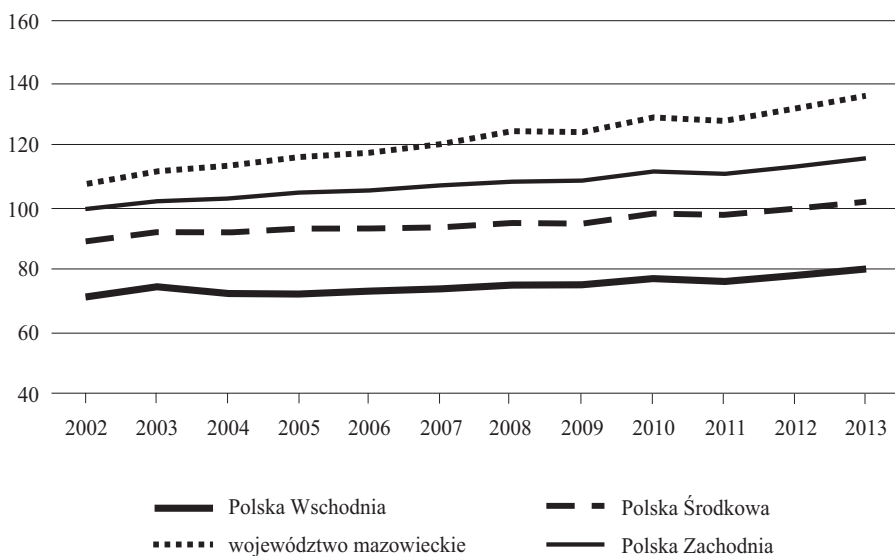
⁹ W opracowaniu rozważane jest przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w gospodarce narodowej.

¹⁰ Współczynnik korelacji pomiędzy poziomem płac i PKB *per capita* dla województw wynosi 0,919.

Trajektorie płac na wyk. 4 dla wszystkich grup województw przebiegają właściwie równoległe. We wszystkich grupach nastąpił wzrost wynagrodzeń, przy czym w latach 2002—2008 wynagrodzenia rosły szybciej niż w latach 2009—2013. Płace w województwach Polski Zachodniej i Środkowej były zbliżone. W całym okresie nieco niższe wynagrodzenia można było obserwować w województwach Polski Wschodniej. Na wyk. 4 można także dostrzec, że luka w wysokości wynagrodzeń pomiędzy województwem mazowieckim i pozostałymi województwami wynosiła co najmniej 12 lat. W 2002 r. wynagrodzenia w województwie mazowieckim były o 48% wyższe niż w Polsce Wschodniej, o 36% wyższe niż w Polsce Środkowej oraz o 39% wyższe niż w Polsce Zachodniej. W roku 2013 różnice te zmniejszyły się i wynosiły odpowiednio: 41%, 29% oraz 33%.

Średnia liczba podmiotów wpisanych do rejestru REGON na 1000 mieszkańców w latach 2002—2013 wynosiła w Polsce 97,7. Liderami były tu dwa województwa — zachodniopomorskie oraz mazowieckie. Dużą przeciętną liczbą firm na 1000 mieszkańców wyróżniały się także województwa: dolnośląskie, pomorskie, wielkopolskie i lubuskie, natomiast najniższą — województwa Polski Wschodniej: warmińsko-mazurskie, podlaskie, lubelskie i podkarpackie (tabl. 1).

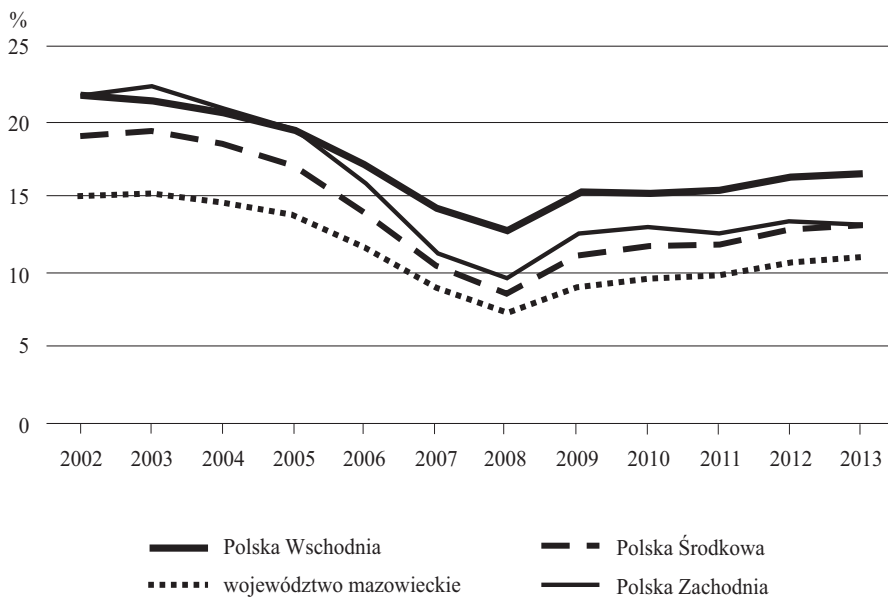
Wykr. 5. TRAJEKTORIE LICZBY PODMIOTÓW UJĘTYCH W REJESTRZE REGON NA 1000 MIESZKAŃCÓW W GRUPACH WOJEWÓDZTW



Na wyk. 5 zaprezentowano ścieżki wzrostu liczby podmiotów wpisanych do rejestru REGON na 1000 mieszkańców. Trajektorie analizowanej cechy pozwalają na stwierdzenie, że nie jest ona zbyt wrażliwa na zmiany w bieżącej koniunkturze gospodarczej. Liczba podmiotów przypadających na 1000 mieszkańców w każdej grupie województw rosła, przy czym różnice w tempie tego wzrostu skutkowały powiększaniem się różnic w wartościach tej zmiennej omawianych obszarów Polski. W roku 2002 wartości rozważanej cechy w województwie mazowieckim były o 51% wyższe niż w Polsce Wschodniej, o 21% wyższe niż w Polsce Środkowej oraz o 9% wyższe niż w Polsce Zachodniej. W roku 2013 różnice te wynosiły odpowiednio: 70%, 34% i 18%. Warto też zaznaczyć, że najwolniejszy wzrost analizowanej zmiennej notowano w grupie województw Polski Wschodniej, której wartość w 2013 r. była tylko o 12% wyższa niż w roku 2002. Luka pomiędzy Polską Wschodnią i pozostałą częścią Polski w liczbie podmiotów przypadających na 1000 mieszkańców wynosiła co najmniej 12 lat.

Średnia stopa bezrobocia w Polsce w latach 2002—2013 wynosiła 14,5%. Najniższymi przeciętnymi stopami bezrobocia cechowały się województwa: mazowieckie, wielkopolskie, małopolskie oraz śląskie. Najgorsza sytuacja na rynku pracy występowała w województwie warmińsko-mazurskim (tabl. 1).

Wykr. 6. TRAJEKTORIE STÓP BEZROBOCIA W GRUPACH WOJEWÓDZTW



Trajektorie stopy bezrobocia na wyk. 6 potwierdzają, że ta zmienna podobnie jak inwestycje *per capita*, jest silnie związana z cyklem koniunkturalnym. We wszystkich grupach województw do roku 2008 stopa bezrobocia znacznie spadała, przy czym największy spadek można było zaobserwować w grupie województw Polski Zachodniej. W roku 2009 nastąpił znaczny wzrost jej wartości we wszystkich województwach — o ok. 3 p.proc. w województwie mazowieckim i w województwach Polski Wschodniej i Zachodniej oraz o ok. 2 p.proc. w województwach Polski Środkowej. W kolejnych latach stopa bezrobocia nadal rosła we wszystkich grupach, ale już znacznie wolniej. W 2013 r. w województwie mazowieckim wartość jej była niższa o 6 p.proc. niż w Polsce Wschodniej oraz o 2 p.proc. niż w województwach Polski Środkowej i Zachodniej.

Województwa Polski Wschodniej od 2006 r. cechowały się wyższą stopą bezrobocia niż pozostałe grupy województw. Wynikało to z dwóch przyczyn, po pierwsze — do grupy tej należało województwo warmińsko-mazurskie, po drugie — w województwach Polski Wschodniej PKB *per capita* rósł znacznie wolniej niż w pozostałych województwach (wykr. 2).

Omówione zmienne makroekonomiczne posłużyły jako zmienne diagnostyczne do konstrukcji syntetycznego miernika rozwoju ekonomicznego. Miernik ów obliczono wykorzystując wzór na odległość w przestrzeni euklidesowej¹¹:

$$OE_{it} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^6 (1 - s_{ijt})^2}{6}} \quad (1)$$

We wzorze (1) s_{ijt} oznacza wystandaryzowaną wartość j -tej cechy w i -tym województwie w roku t . Standaryzację wartości zmiennych x_{ijt} przeprowadzono z zastosowaniem następujących równań:

$$s_{ijt} = \frac{x_{ijt} - \min(x_{ijt})}{\max(x_{ijt}) - \min(x_{ijt})} \quad (2)$$

$$s_{ijt} = \frac{\max(x_{ijt}) - x_{ijt}}{\max(x_{ijt}) - \min(x_{ijt})} \quad (3)$$

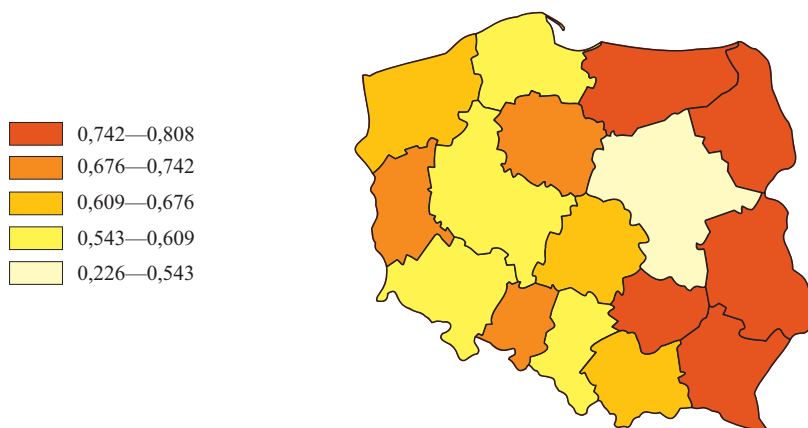
W równaniu (2) x_{ijt} oznacza wartości stymulant rozwoju ekonomicznego, a z kolei w równaniu (3) — wartości destymulant (wśród analizowanych

¹¹ Wykorzystanie w obliczaniu taksonomicznego wskaźnika rozwoju innego typu odległości, np. w przestrzeni miejskiej właściwie nie zmienia zróżnicowania wartości wskaźnika — Roszkowska (2013); Tokarski i Trojak (2013).

zmiennych makroekonomicznych jedyną destymulantą była stopa bezrobocia)¹².

Obliczone wartości syntetycznego miernika rozwoju ekonomicznego zawierają się w przedziale $\langle 0; 1 \rangle$. Wartości te są odległościami danego województwa od województwa wzorca (czyli hipotetycznego województwa, które cechowałoby się maksymalnymi wartościami każdej zmiennej wchodzącej w skład wskaźnika). Na tej podstawie można stwierdzić, że im niższa jest wartość wskaźnika, tym dane województwo jest bliżej województwa wzorcowego, czyli jest ono tym lepiej rozwinięte ekonomicznie. Na wyk. 7 zilustrowano taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego policzone zgodnie z równaniami (1)—(3).

Wykr. 7. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE TAKSONOMICZNEGO WSKAŹNIKA ROZWOJU EKONOMICZNEGO W LATACH 2002—2013



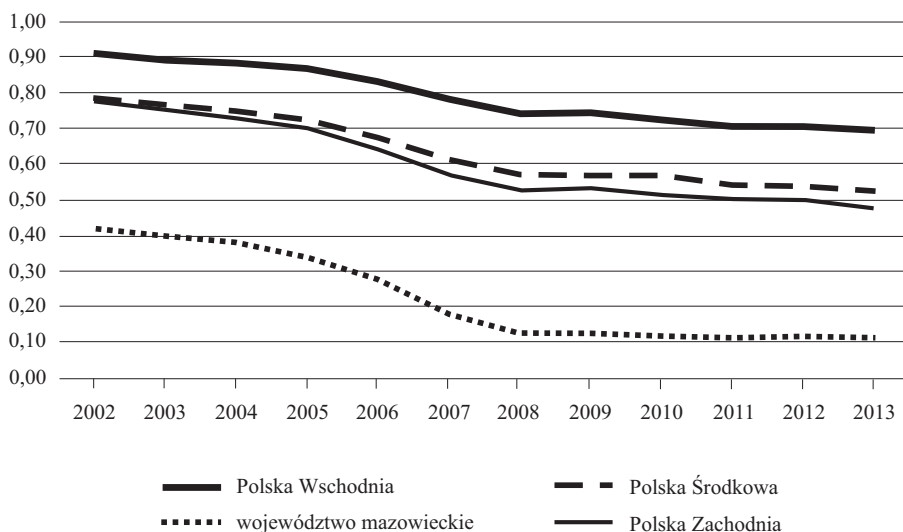
Źródło: jak przy wyk. 1.

W latach 2002—2013 najlepiej rozwinięte ekonomicznie było województwo mazowieckie (średnia wartość wskaźnika wynosiła 0,226). Do województw dobrze rozwiniętych ekonomicznie można także zaliczyć: dolnośląskie (0,543), śląskie (0,572), wielkopolskie (0,580) i pomorskie (0,585). Najślabiej rozwinięte były natomiast województwa Polski Wschodniej: podlaskie (0,757), świętokrzyskie (0,759), lubelskie (0,799), warmińsko-mazurskie (0,804) i podkarpackie (0,808). W pozostałych województwa wartości wskaźnika zawierały się w przedziale od 0,643 do 0,735.

¹² Stymulantą rozwoju ekonomicznego nazywamy zmienną makroekonomiczną, której wyższym wartościom towarzyszy wyższy poziom rozwoju ekonomicznego. Destymulantą zaś nazywamy zmienną, której niższym wartościom odpowiada wyższy poziom rozwoju ekonomicznego.

Na wyk. 8 pokazano trajektorie taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego dla poszczególnych grup województw. Dynamika wskaźnika we wszystkich grupach była podobna — w latach 2002—2008 następowała względnie szybka poprawa sytuacji gospodarczej, a następnie w latach 2008—2013 wskaźnik stabilizował się lub nieznacznie spadał.

Wykr. 8. TRAJEKTORIE TAKSONOMICZNEGO WSKAŹNIKA ROZWOJU EKONOMICZNEGO W GRUPACH WOJEWÓDZTW



Źródło: jak przy wyk. 1.

Trajektorie na wyk. 8 pozwalają także dostrzec, jak duża jest różnica w rozwoju ekonomicznym pomiędzy województwem mazowieckim i pozostałymi grupami województw — luka rozwojowa wynosiła co najmniej 12 lat. W 2002 r. wartość wskaźnika w województwie stołecznym była o 54% niższa niż w Polsce Wschodniej oraz o 46% niższa niż w Polsce Środkowej i Zachodniej. Z kolei w roku 2013 wartość wskaźnika w województwie mazowieckim była o 84% niższa niż w Polsce Wschodniej, o 78% niższa niż w Polsce Środkowej i o 76% niższa niż w Polsce Zachodniej. Ponadto województwa Polski Wschodniej rozwijały się wolniej niż województwa Polski Środkowej i Zachodniej. W 2002 r. taksonomiczny wskaźnik rozwoju ekonomicznego w Polsce Wschodniej był o 17% wyższy niż w Polsce Środkowej i o 18% wyższy niż w Polsce Zachodniej. W roku 2013 różnice te wynosiły odpowiednio 34% i 47%. Pokazuje to, że w latach 2002—2013 województwa Polski Wschodniej ulegały znacznej peryferyzacji ekonomicznej w stosunku do pozostałych województw Polski.

EFEKTY GRAWITACYJNE W POLSCE

W dalszej części opracowania analizowane będzie oddziaływanie efektów grawitacyjnych na przestrzenne zróżnicowanie zarówno stymulant oraz destymulant rozwoju ekonomicznego, jak i na przedstawiony poprzednio taksonomiczny wskaźnik tego rozwoju, zatem należy zdefiniować i opisać przestrzenne zróżnicowanie efektów grawitacyjnych. Przez efekty grawitacyjne — analogicznie do prawa grawitacji Newtona — w artykule rozumiana będzie siła, z jaką dwa województwa wzajemnie oddziałują na siebie. Zakłada się, że siła owego oddziaływania jest wprost proporcjonalna do iloczynu ich potencjału ekonomicznego i odwrotnie proporcjonalna do kwadratu odległości między ich stolicami. W opracowaniu wyodrębniono trzy rodzaje efektów grawitacyjnych — krajowe, zagraniczne oraz całkowite.

Przyjmuje się, że krajowe efekty grawitacyjne wynikają z oddziaływania występującego wyłącznie pomiędzy województwami. Procedura obliczania tych efektów jest następująca¹³:

— w pierwszym kroku zostały obliczone indywidualne efekty grawitacyjne łączące województwo i -te z województwem j -tym:

$$g_{ijt}^k = \frac{k_{it}k_{jt}}{d_{ij}^2} \quad (4)$$

gdzie k_{it} oraz k_{jt} oznaczają wartość brutto środków trwałych na mieszkańca w województwie i oraz j w tys. zł w roku t (w cenach stałych z roku 2014), natomiast d_{ij} oznacza odległość (w minutach geograficznych — mingeo) łączącą stolicę województwa i -tego ze stolicą województwa j -tego¹⁴;

— w drugim kroku obliczono łączny krajowy efekt grawitacyjny dla i -tego województwa:

$$G_{it}^k = \sqrt[15]{\prod_{j=1 \wedge j \neq i}^{16} g_{ijt}^k} = \frac{k_{it} \sqrt[15]{\prod_{j=1 \wedge j \neq i}^{16} k_{jt}}}{d_i^2} \quad (5)$$

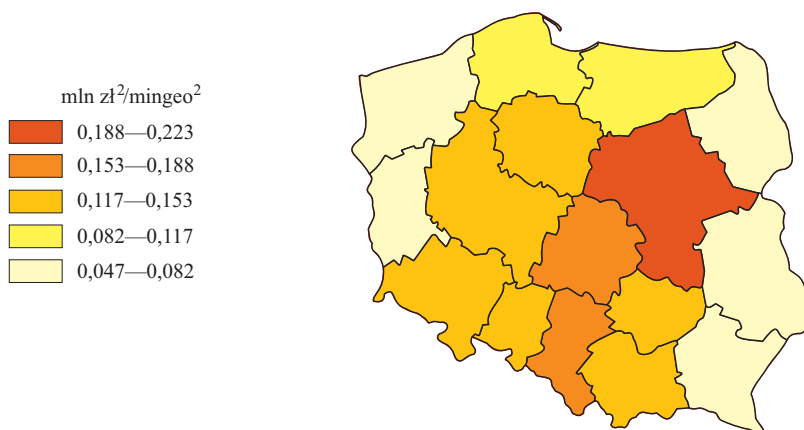
gdzie d_i jest średnią geometryczną z odległości stolicy i -tego województwa od stolic pozostałych województw. Wyliczony w ten sposób łączny krajowy efekt grawitacyjny wyrażony jest w mln zł²/mingeo².

¹³ Taką samą procedurę obliczania efektów grawitacyjnych w Polsce zastosowano m.in. w pracach: Mroczek i Tokarski (2014); Mroczek, Nowosad i Tokarski (2015); Filipowicz i Tokarski (2015a, b). Alternatywną metodą jest tzw. metoda potencjałów Poolera (1987), wykorzystana do analizy zróżnicowania rozwoju regionalnego Polski w pracy Czyż (2002).

¹⁴ W obliczeniach odległości geograficznej pomiędzy parami stolic województw zastosowano współrzędne geograficzne oraz wynikający z twierdzenia Pitagorasa wzór na odległość dwóch punktów w układzie współrzędnych $d_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2}$, gdzie jako x i y oznaczono kolejno szerokość i długość geograficzną.

W rezultacie zastosowania tej procedury otrzymano wojewódzkie wartości krajowych efektów grawitacyjnych na poziomie wojewódzkim (wykr. 9). W latach 2002—2013 swoiste centrum krajowego potencjału grawitacyjnego tworzyły województwa mazowieckie (0,223 mln zł²/mingeo²), łódzkie (0,171) oraz śląskie (0,155). Najślabszym krajowym potencjałem grawitacyjnym cechowały się zaś województwa: lubelskie (0,070 mln zł²/mingeo²), podkarpackie (0,070), lubuskie (0,069), podlaskie (0,051) i zachodniopomorskie (0,047). Słabszy potencjał krajowy województw wynikał głównie z ich położenia geograficznego, a w przypadku województw lubelskiego, podkarpackiego i podlaskiego także ze słabszego rozwoju ekonomicznego.

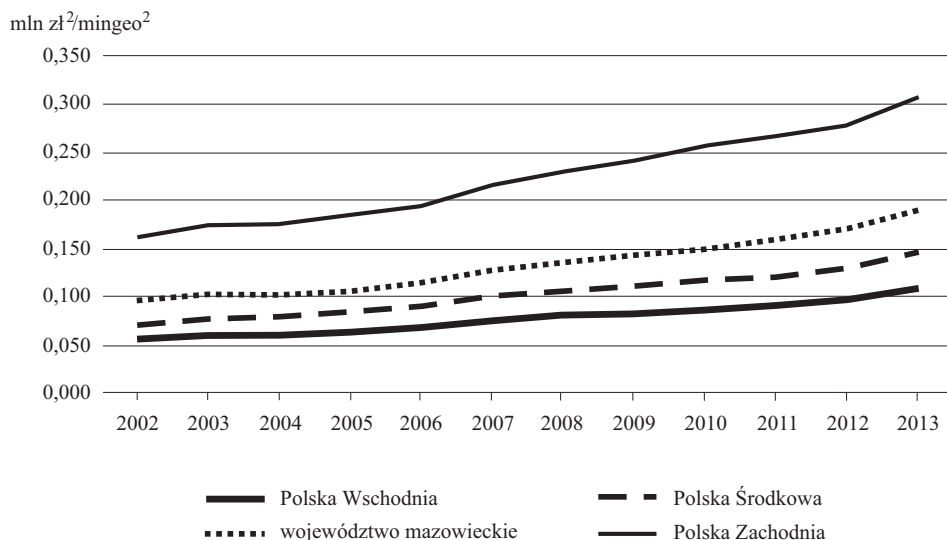
Wykr. 9. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE KRAJOWYCH EFEKTÓW GRAWITACYJNYCH W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2013



Źródło: jak przy wykr. 1.

W latach 2002—2013 krajowe efekty grawitacyjne rosły we wszystkich grupach województw, co wynikało ze zwiększania się kapitału rzeczowego na mieszkańca we wszystkich województwach. Z wykr. 10 płynie wniosek, że trend wzrostowy krajowych efektów grawitacyjnych nie został zaburzony przez zmiany w koniunkturze gospodarczej po roku 2008. W całym okresie największym krajowym potencjałem grawitacyjnym cechowało się województwo mazowieckie — w 2002 r. jego potencjał był wyższy niż województw Polski Wschodniej i Zachodniej w 2013 r.

Województwa wchodzą w interakcje nie tylko między sobą, ale także łączą je zależności ekonomiczne z regionami zagranicznymi. W celu obliczenia zagranicznych efektów grawitacyjnych założono, że największe znaczenie gospodarcze dla Polski mają państwa będące jej sąsiadami. Dużym ułatwieniem dla współpracy gospodarczej jest członkostwo w UE, dlatego przy obliczaniu zagranicznych efektów uwzględniono jedynie regiony na poziomie NUTS 2 Niemiec, Czech, Słowacji i Litwy.

Wykr. 10. TRAJEKTORIE ŁĄCZNEGO KRAJOWEGO EFEKTU GRAWITACYJNEGO W GRUPACH WOJEWÓDZTW

Źródło: jak przy wykr. 1.

Procedura obliczania zagranicznych efektów grawitacyjnych była analogiczna do procedury liczenia efektów krajowych. Przyjęto, że indywidualne efekty grawitacyjne pomiędzy województwami i regionami Niemiec, Czech, Słowacji oraz Litwy opisuje równanie:

$$g_{ijt}^z = \frac{k_{it}k_{jt}}{d_{ij}^2} \quad (6)$$

gdzie k_{it} oznacza wartość brutto środków trwałych na mieszkańca w i -tym województwie, a k_{jt} oznacza wartość brutto środków trwałych na mieszkańca w j -tym regionie uwzględnionych państw ościennych¹⁵. Zarówno k_{it} , jak i k_{jt} zostały wyrażone w tys. zł (w cenach stałych z roku 2014), natomiast d_{ij} to odległość (w minutach geograficznych) łącząca stolicę i -tego województwa z naj-

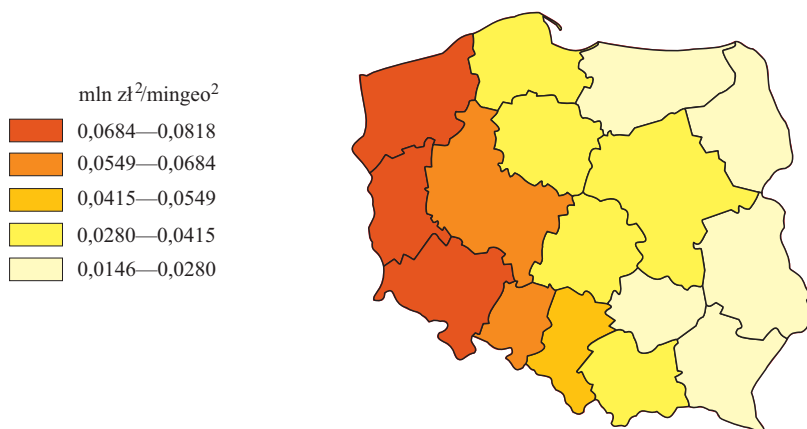
¹⁵ Z uwagi na brak danych dotyczących wartości brutto środków trwałych dla NUTS 2 w bazie Eurostatu, podjęto się wyszacowania tej zmiennej makroekonomicznej na podstawie danych dotyczących PKB *per capita*. Założono, że relacje PKB *per capita* w poszczególnych regionach UE w odniesieniu do województwa mazowieckiego są zbliżone do relacji wartości brutto środków trwałych pomiędzy regionami UE i tym województwem. Można to uzasadnić na podstawie koncepcji makroekonomicznych funkcji produkcji o stałych współczynnikach czynnikochłonności (pracochłonności i kapitałochłonności — Żółtowska, 1997).

większym miastem w j -tym regionie zagranicznym. Z kolei łączne zagraniczne efekty grawitacyjne dla i -tego województwa obliczono zgodnie ze wzorem:

$$G_{ii}^z = \sqrt[51]{\prod_{j=1}^{51} g_{ijt}^z} = \frac{k_{it} \sqrt[51]{\prod_{j=1}^{51} k_{jt}}}{d_i^2} \quad (7)$$

gdzie d_i jest średnią geometryczną z odległości stolicy i -tego województwa od największych miast w j -tych regionach zagranicznych¹⁶.

Wykr. 11. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE ZAGRANICZNYCH EFEKTÓW GRAWITACYJNYCH W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2013



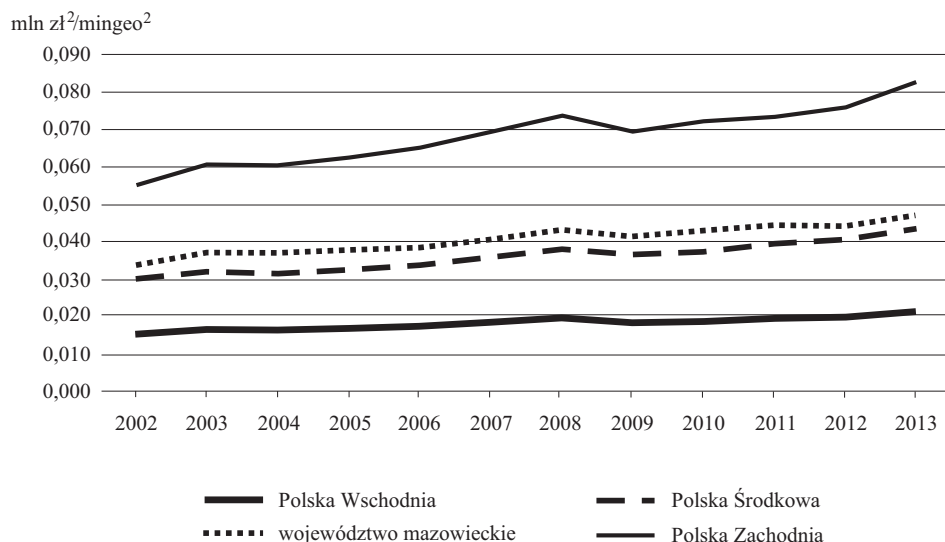
Źródło: jak przy wykr. 1.

Bardzo wysokie zagraniczne efekty grawitacyjne, co wynika z położenia geograficznego tych obszarów, notowano w województwach lubuskim (0,0818 mln zł²/mingeo²), zachodniopomorskim (0,0814) i dolnośląskim (0,0717). Wysokimi wartościami opisywanej zmiennej cechowały się także województwa opolskie (0,0594 mln zł²/mingeo²) i wielkopolskie (0,0594). Najniższym poziomem zagranicznego potencjału grawitacyjnego charakteryzowały się natomiast województwa: świętokrzyskie (0,0247 mln zł²/mingeo²), warmińsko-mazurskie (0,0199), podkarpackie (0,0180), lubelskie (0,0158) i podlaskie (0,0146).

¹⁶ Alternatywny sposób obliczenia zagranicznych efektów grawitacyjnych opisano w opracowaniu Filipowicz i Tokarskiego (2015a).

Z wykr. 12 wynika, że trajektorie zagranicznych efektów grawitacyjnych dla grup województw przebiegały właściwie równoległe. Do 2008 r. utrzymywał się trend wzrostowy we wszystkich grupach województw, następnie w roku 2009 nastąpiło obniżenie tego potencjału grawitacyjnego, a w latach 2010—2013 wróciła tendencja wzrostowa. Liderem w całym okresie pozostawały województwa Polski Zachodniej, co wynikało z położenia tych województw w niewielkiej odległości od niemieckiej i czeskiej granicy. Nastąpił tam także największy wzrost zagranicznego potencjału grawitacyjnego — w latach 2002—2013 powiększył się o 51%. Z kolei w województwach Polski Wschodniej, Środkowej i w województwie mazowieckim wzrósł odpowiednio o: 46%, 42% i 40%.

Wykr. 12. TRAJEKTORIE ŁĄCZNEGO ZAGRANICZNEGO EFEKTU GRAWITACYJNEGO W GRUPACH WOJEWÓDZTW

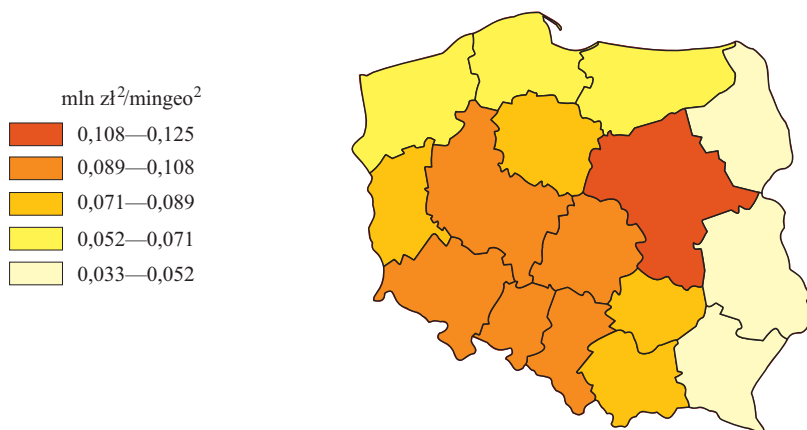


Źródło: jak przy wykr. 1.

Na podstawie krajowych oraz zagranicznych efektów grawitacyjnych obliczono całkowity potencjał grawitacyjny poszczególnych województw w latach 2002—2013. Przyjęto, że jest on ważoną średnią geometryczną z krajowego i zagranicznego efektu grawitacyjnego danego województwa¹⁷:

¹⁷ Wybór różnych wag w równaniu (8) wynika stąd, że chociażby ze względu na barierę językową czy różnice instytucjonalne w funkcjonowaniu gospodarki należy spodziewać się, iż krajowe efekty grawitacyjne silniej niż efekty zagraniczne oddziałują na badane zmienne makroekonomiczne.

Wykr. 13. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE CAŁKOWITYCH EFEKTÓW GRAWITACYJNYCH W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2013



Źródło: jak przy wykr. 1.

$$\ln G_{it}^c = \frac{\beta}{\beta + \gamma} \ln G_{it}^k + \frac{\gamma}{\beta + \gamma} \ln G_{it}^z \quad (8)$$

gdzie G_{it}^k , G_{it}^z , G_{it}^c oznaczają odpowiednio: łączne krajowe, zagraniczne i całkowite efekty grawitacyjne, a współczynniki β i γ otrzymano estymując parametry następującego równania:

$$OE_{it} = \alpha + \beta \ln G_{it}^k + \gamma \ln G_{it}^z \quad (9)$$

gdzie OE_{it} oznacza wartości taksonomicznego wskaźnika rozwoju w i -tym województwie w roku t .

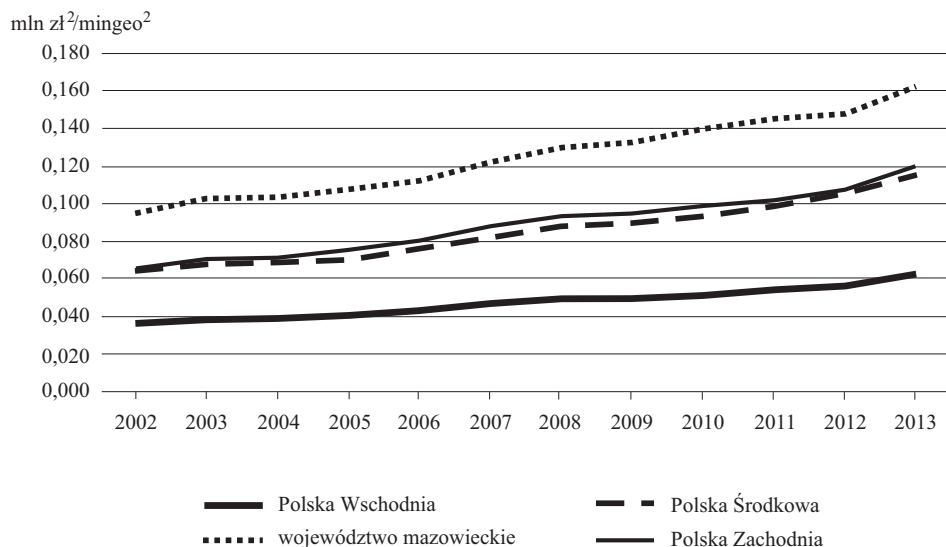
Oszacowania metody najmniejszych kwadratów (MNK) parametrów równania (9) w analizowanej próbie przekrojowo-czasowej mają następującą postać¹⁸:

$$OE_{it} = -0,140 - 0,199 \ln G_{it}^k - 0,102 \ln G_{it}^z \quad \text{skorygowane } R^2 = 0,537 \quad (10)$$

(-2,457)
(-11,155)
(-6,678)

Na podstawie oszacowań parametrów równania (9) obliczono wagi $\frac{\beta}{\beta + \gamma} \approx 0,661$ oraz $\frac{\gamma}{\beta + \gamma} \approx 0,339$, które zastosowano w równaniu (8) do obliczenia całkowitych efektów grawitacyjnych w województwach.

¹⁸ W nawiasach pod oszacowaniami podano wartości statystyki t -Studenta.

**Wykr. 14. TRAJEKTORIE CAŁKOWITEGO EFEKTU GRAWITACYJNEGO
W GRUPACH WOJEWÓDZTW**

Źródło: jak przy wykr. 1.

Oszacowane całkowite efekty grawitacyjne zostały zilustrowane na wykr. 13. Najwyższym całkowitym potencjałem grawitacyjnym cechowało się województwo mazowieckie (0,125 mln zł²/mingeo²). Wysoki całkowity potencjał grawitacyjny notowano także w województwach: opolskim (0,108 mln zł²/mingeo²), dolnośląskim (0,107), śląskim (0,103), łódzkim (0,097) i wielkopolskim (0,097). Do grupy o najniższych wartościach całkowitego efektu grawitacyjnego należały województwa podkarpackie (0,044 mln zł²/mingeo²), lubelskie (0,042) i podlaskie (0,033).

Z wykr. 13 wynika, że całkowity efekt grawitacyjny powiększył się w latach 2002—2013 we wszystkich grupach województw. W całym okresie najwyższe wartości opisywanej zmiennej utrzymywały się w województwie mazowieckim — w roku 2013 całkowity efekt grawitacyjny w województwach Polski Zachodniej i Środkowej był niższy niż w województwie mazowieckim w 2007 r., a w województwach Polski Wschodniej był niższy niż w tym województwie w 2002 r.

W 2013 r. całkowity potencjał województwa mazowieckiego był ponad 2,5 razy wyższy niż w województwach Polski Wschodniej oraz prawie 1,5 raza wyższy niż w województwach Polski Zachodniej i Środkowej. Warto dodać, że województwa Polski Zachodniej i Środkowej cechowały się bardzo zbliżonymi wartościami analizowanej zmiennej.

**OCENA WPŁYWU EFEKTÓW GRAWITACYJNYCH
NA ROZWÓJ EKONOMICZNY POLSKI**

W celu weryfikacji hipotezy, że interakcje przestrzenne istotnie statystycznie wpływają na zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego województw dokonano estymacji parametrów następujących równań¹⁹:

$$\ln x_{it} = \alpha + \beta \ln G_{it} \quad (11)$$

$$\ln x_{it} = \alpha + FE + \beta \ln G_{it} \quad (12)$$

$$x_{it} = \alpha + \beta \ln G_{it} \quad (13)$$

oraz

$$x_{it} = \alpha + FE + \beta \ln G_{it} \quad (14)$$

gdzie w równaniach (11) i (12) x_{it} oznacza: wartość PKB *per capita* (y), inwestycje na mieszkańca (i), płace (w) lub liczbę podmiotów wpisanych do rejestru REGON na 1000 mieszkańców ($REGON$) w i -tym województwie w roku t ($t=2002, 2003, \dots, 2013$). Z kolei w równaniach (13) i (14) x_{it} oznacza stopę bezrobocia (u) lub taksonomiczny wskaźnik rozwoju ekonomicznego (OE). Jako zmienną objaśniającą w równaniach (11)–(14) przyjęto logarytm naturalny z łącznych efektów grawitacyjnych krajowych, zagranicznych lub całkowitych w i -tym województwie w roku t ($\ln G_{it}$). Parametry równań (11)–(14) estymowano MNK. W tabl. 2 zestawiono wyniki estymacji dla województw²⁰.

Prawie wszystkie otrzymane parametry równań (11)–(14) były istotne statystycznie przynajmniej na 1% poziomie istotności. Wyjątek stanowiło równanie, w którym objaśniane było zróżnicowanie stopy bezrobocia przez zagraniczne efekty grawitacyjne.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI RÓWNAŃ (11)–(14) DLA WOJEWÓDZTW

Zmienne objaśniane	Efekty indywidualne	Zmienne objaśniające			Skorygowane R^2
		krajowe	zagraniczne	całkowite	
ln y	nie	0,353* (13,294)	—	—	0,479
		—	0,235* (8,861)	—	0,289
		—	—	0,467* (17,583)	0,617
	tak	0,580* (35,643)	—	—	0,962
		—	1,134* (28,687)	—	0,945
		—	—	—	—

¹⁹ FE w równaniach (12) i (14) oznacza tzw. efekty stałe (*fixed effect*).

²⁰ Nie badano wpływu efektów grawitacyjnych na zróżnicowanie wartości brutto środków trwałych na mieszkańca, gdyż zmienna ta była podstawą do obliczenia tychże efektów.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI RÓWNAŃ (11)–(14) DLA WOJEWÓDZTW (dok.)

Zmienne objaśniane	Efekty indywidualne	Zmienne objaśniające			Skorygowane R^2
		krajowe	zagraniczne	całkowite	
ln i	nie	0,406* (9,998)	—	—	0,341
		—	0,254* (6,570)	—	0,181
		—	—	0,527* (11,887)	0,423
	tak	0,977* (18,831)	—	—	0,793
		—	1,891* (16,733)	—	0,759
		—	—	1,182* (18,667)	0,790
ln w	nie	0,182* (11,996)	—	—	0,428
		—	0,070* (4,279)	—	0,083
		—	—	0,209* (11,622)	0,412
	tak	0,416* (53,399)	—	—	0,971
		—	0,802* (32,523)	—	0,929
		—	—	0,503* (50,192)	0,967
ln $REGON$	nie	0,118* (4,750)	—	—	0,101
		—	0,246* (18,254)	—	0,635
		—	—	0,263* (10,942)	0,383
	tak	0,167* (16,570)	—	—	0,971
		—	0,322* (14,900)	—	0,968
		—	—	0,202* (16,432)	0,971
u	nie	-0,054* (-8,540)	—	—	0,274
		—	nieistotny	—	—
		—	—	-0,055* (-7,090)	0,205
	tak	-0,126* (-13,676)	—	—	0,707
		—	-0,262* (-14,723)	—	0,730
		—	—	-0,154* (-14,040)	0,715
OE	nie	-0,231* (-12,068)	—	—	0,431
		—	-0,147* (-7,754)	—	0,236
		—	—	-0,301* (-14,994)	0,540
	tak	-0,427* (-38,182)	—	—	0,962
		—	-0,837* (-30,541)	—	0,945
		—	—	-0,518* (-38,052)	0,962

U w a g a. Liczba obserwacji (próba) w badaniu w latach 2002–2013 wynosiła 192. Pod oszacowania parametrów podano statystyki t -Studenta. * — zmienna istotna statystycznie na poziomie 1%.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Zróznicowanie PKB *per capita*, inwestycji *per capita* i taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego najlepiej opisywały całkowite efekty grawitacyjne. Z kolei zróznicowanie płac oraz stopy bezrobocia lepiej objaśniały krajowe efekty grawitacyjne. Zróznicowanie liczby podmiotów ujętych w rejestrze

REGON na 1000 mieszkańców w największym stopniu opisywało zróżnicowanie zagranicznych efektów grawitacyjnych — na tej podstawie można przypuszczać, że efekty grawitacyjne płynące z zagranicy mogą stanowić impuls do tworzenia nowych przedsiębiorstw.

Z oszacowań równań (11)—(14) wynika, że elastyczność PKB *per capita* inwestycji na mieszkańca w odniesieniu do całkowitych efektów grawitacyjnych wynosiła odpowiednio 0,47—0,70 oraz 0,53—1,18. Ponadto wzrostowi łącznych całkowitych efektów grawitacyjnych o 1% towarzyszył spadek wskaźnika taksonomicznego średnio o 0,30—0,52 p.proc.

W przypadku płac i stopy bezrobocia oszacowania parametrów równań (11)—(14) można interpretować następująco — wzrostowi krajowego efektu grawitacyjnego o 1% odpowiadał wzrost płac o średnio 0,41—0,98% oraz spadek stopy bezrobocia średnio o 0,054—0,13 p.proc.

Elastyczność liczby podmiotów wpisanych do rejestru REGON na 1000 mieszkańców odniesiona do zagranicznego efektu grawitacyjnego wynosiła ok. 0,25—0,32.

Podsumowanie

W latach 2002—2013 województwo mazowieckie było najlepiej rozwinięte ekonomicznie. Luka rozwojowa pomiędzy tym województwem i pozostałymi wynosiła co najmniej 12 lat. Województwo to cechowało się także najwyższym całkowitym efektem grawitacyjnym. W przyszłości, z uwagi na istotny wpływ potencjału grawitacyjnego na poziom rozwoju ekonomicznego, może to spowodować jeszcze większe dysproporcje pomiędzy województwem stołecznym a pozostałymi obszarami Polski.

Najslabiej rozwinięte ekonomicznie były województwa Polski Wschodniej. Cechowały je także bardzo słaby krajowy i zagraniczny potencjał grawitacyjny. Z uwagi na położenie geograficzne, a także niższy poziom rozwoju ekonomicznego w stosunku do pozostałych obszarów, ta część Polski rozwijała się wolniej. W województwach podlaskim, warmińsko-mazurskim i lubelskim wpływ na wytwarzanie wartości dodanej brutto ma nadal słabiej wydajne rolnictwo.

Z analiz przestrzennego zróżnicowania rozwoju gospodarczego wynika także, że po roku 2008 we wszystkich województwach nastąpiło znaczne spowolnienie dynamiki rozwoju ekonomicznego. Ogólnoświatowy kryzys finansowy w 2008 r. najpierw wpłynął na sytuację ekonomiczną w województwie mazowieckim i w województwach Polski Zachodniej, następnie w województwach Polski Środkowej, by w 2011 r. dotrzeć do Polski Wschodniej. Opóźniona reakcja na kryzys finansowy mogła wynikać ze słabszego rozwoju ekonomicznego, a także ze słabszych powiązań województw Polski Wschodniej z gospodarką światową (np. nie ma tam ośrodków stanowiących centra rozwoju sektora finansowego o charakterze ponadregionalnym)²¹.

²¹ Tezę tę potwierdzają również analizy dynamiki kształtowania się podstawowych zmiennych makroekonomicznych w grupach powiatów prezentowane w pracach Tokarskiego i Trojaka (2013); Trojaka (2015).

Krajowe, zagraniczne oraz całkowite efekty grawitacyjne istotnie statystycznie wyjaśniały zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski. Obszary o wysokim potencjale grawitacyjnym charakteryzowały się na ogół wyższym poziomem rozwoju ekonomicznego niż obszary o słabszym potencjale grawitacyjnym.

Zróżnicowanie PKB i inwestycji przypadających na mieszkańca oraz taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego w województwach najlepiej opisywały całkowite efekty grawitacyjne. Z kolei zróżnicowanie płac i stóp bezrobocia lepiej objaśniało zróżnicowanie krajowego efektu grawitacyjnego. Zagraniczne efekty grawitacyjne w bardzo znacznym stopniu objaśniały zróżnicowanie liczby podmiotów wpisanych do rejestru REGON na 1000 mieszkańców. Przyczyna powstawania większej liczby firm w obszarach o wyższym zagranicznym potencjale grawitacyjnym może być związana z bliskością niemieckich rynków zbytu, a tym samym z lepszą perspektywą rozwoju dla nowo powstających przedsiębiorstw. Drugą przyczyną większej przedsiębiorczości mieszkańców województw leżących bliżej granicy niemieckiej może być także szybszy transfer do tych obszarów pewnych wzorców biznesowych z lepiej rozwiniętych landów niemieckich.

Efekty grawitacyjne z Niemiec, Czech i Słowacji przesunęły centra grawitacyjne w kierunku południowo-zachodnim, dodatkowo jeszcze osłabiając potencjał grawitacyjny województw Polski Wschodniej.

mgr Katarzyna Filipowicz — Uniwersytet Jagielloński

LITERATURA

- Czyż, T. (2002). Zastosowanie modelu potencjału w analizie zróżnicowania regionalnego Polski. *Studia Regionalne i Lokalne*, nr 2—3.
- Filipowicz, K., Tokarski, T. (2015a). Wpływ efektu grawitacyjnego na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów. *Wiadomości Statystyczne*, nr 5.
- Filipowicz, K., Tokarski, T. (2015b). Wpływ efektu grawitacyjnego na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów Polski Wschodniej. *Studia i Materiały Miscellanea Oeconomicae*, nr 4, tom I.
- Gajewski, P. (2002). *Regionalne zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego Polski w latach dziewięćdziesiątych*. Praca magisterska napisana w Katedrze Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem E. Kwiatkowskiego.
- Gajewski, P. (2003). Zróżnicowanie rozwoju gospodarczego w latach 90. *Wiadomości Statystyczne*, nr 11.
- Gajewski, P. (2007). *Konwergencja regionalna w Polsce*. Praca doktorska napisana w Katedrze Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem T. Tokarskiego.
- Kwiatkowski, E., Tokarski, T. (2009). Determinanty przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy. *Wiadomości Statystyczne*, nr 10.
- Małaga, K. (2009). *O niektórych dylematach teorii wzrostu gospodarczego i ekonomii*, Warszawa: Zarząd Krajowy PTE, http://www.pte.pl:80/250_artykuly_i_opinie.html.

- Malaga, K., Kliber, P. (2007). *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, May.
- Mroczek, K., Nowosad, A., Tokarski, T. (2015). Oddziaływanie efektu grawitacyjnego na zróżnicowanie wydajności pracy w krajach bałkańskich. *Gospodarka Narodowa*, nr 2.
- Mroczek, K., Szewczyk, W.M., Tokarski, T. (2013). Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów w latach 2002—2011. *Zeszyty Naukowe WSEI w Krakowie*, nr 9.
- Mroczek, K., Tokarski, T. (2014). Efekt grawitacyjny i techniczne uzbrojenie pracy a zróżnicowanie wydajności pracy w krajach UE. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, tom XCIII.
- Nonneman, W., Vanhoudt, P. (1996). A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for the OECD Countries. *Quarterly Journal of Economics*, August.
- Ponsard, C. (1992). Ekonomiczna analiza przestrzenna. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Pooler, I. (1987). Measuring Geographical Accessibility: a Review of Current Approaches and Problems in the Use of Population Potentials. *Geoforum*, vol. 18, no. 3.
- Roszkowska, S. (2013). *Kapitał ludzki a wzrost gospodarczy*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Solow, R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, February.
- Tokarski, T. (2005). *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego.
- Tokarski, T. (2009). *Matematyczne modele wzrostu gospodarczego (ujęcie neoklasyczne)*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Tokarski, T. (2015). Zróżnicowanie podstawowych zmiennych makroekonomicznych w powiatach. W: M. Trojak (red.), *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski*. Kraków: Województwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Tokarski, T., Trojak, M. (red.) (2013). *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Trojak, M. (red.) (2015). *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Wójcik, P. (2008). *Wzorce konwergencji regionalnej w Polsce*. Praca doktorska napisana na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego pod kierunkiem Z.B. Liberdy.
- Żółtowska, E. (1997). *Funkcja produkcji. Teoria, estymacja, zastosowania*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.

Summary. *The aim of this paper is to assess the impact of gravity effects on the diversity of economic development of Poland in the years 2002—2013. This article describes spatial differences in economic development of voivodships with the taxonomic analysis method based on the distance in Euclidean space. For the creation of a synthetic measure of economic development the following macroeconomic variables were used as diagnostic variables: gross value of fixed assets per capita, GDP per capita, investments per capita, average wages and salaries, unemployment rate and the number of entities in the REGON register per 1000 inhabitants. Moreover, it presents computation and description of*

combined domestic as well as foreign and total gravity effects in the voivodships. The article is based on the assumption that the individual gravity effects between two regions (by analogy with Newton's law of gravity) are directly proportional to the product of the gross value of fixed assets per capita in these regions and inversely proportional to the square of the distance between the capitals of these regions. The article also states that the combined gravity effect in the particular voivodeship is a geometric mean of the individual gravity effects. A summary of considerations is presented in a form of a statistical analysis that assesses the impact of gravity effects on the spatial differences in economic development of Poland. In the research data from the Local Data Bank were used.

Keywords: gravity effect, diversity of economic development, taxonomic indicators of voivodships' development in Poland.

Paweł LANDUCH

Pomiar statusu osób na rynku pracy w Narodowym Spisie Powszechnym Ludności i Mieszkań 2011

Streszczenie. *Wielokrotny pomiar statusu osób na rynku pracy z wykorzystaniem kwestionariusza statystycznego może posłużyć do zastosowania metod ilościowych do oceny jego jakości. W celu oceny jakości wyników badania stosuje się m.in. metody powtórne, a także wielokrotnego pomiaru na wybranej próbie losowej. Na podstawie danych uzyskanych z Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań przeprowadzonego w 2011 r. (NSP 2011), zaprezentowano zastosowanie współczynnika zgodności Cohena oraz analizy klasy ukrytej do oceny jakości klasyfikowania osoby na rynku pracy. Pytania kwestionariusza spisowego pozwoliły na ocenę statusu osób na rynku pracy zgodnie z rekomendacją Międzynarodowej Organizacji Pracy (MOP) i samooceny respondenta. W artykule przedstawiono tylko kwestię zgodności wyników uzyskanych w tych ujęciach w części spisu opartej na próbie losowej, pomijając wiele innych zagadnień dotyczących błędów losowych i nielosowych.*

Słowa kluczowe: kwestionariusz statystyczny, błąd pomiaru, indeks zgodności, klasa ukryta.

JEL: C83

W badaniach rynku pracy jednym z kluczowych elementów jest określenie statusu osoby na tym rynku. GUS prowadzi w tym zakresie szereg badań obejmujących instytucje, jak i gospodarstwa domowe. Jednym z nich, przeprowadzanych cyklicznie, jest Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności. Dane o rynku pracy są gromadzone m.in. na podstawie sprawozdawczości przedsiębiorstw i jednostek sfery budżetowej, a także administracyjnych źródeł danych. Bezrobocie rejestrowane badane jest według danych powiatowych urzędów pracy. W publikacji, opisującej zasady metodyczne statystyki rynku pracy i wy-

nagrodzeń (GUS, 2008), omówiono szczegółowo badania rynku pracy i aktywności ekonomicznej prowadzone regularnie przez GUS. Tematykę aktywności zawodowej ludności obejmują też spisy powszechne i spisy rolne. Przyjmując zalecenia i definicje stosowane przez MOP, w NSP 2011, w części poświęconej aktywności ekonomicznej, badano m.in. status osoby na rynku pracy. Przyjęto definicję bieżącej aktywności ekonomicznej wyróżniając trzy kategorie:

- pracujący,
- bezrobotni,
- bierni zawodowo (poza rynkiem pracy).

Kategorie te w sposób zupełny i rozłączny klasyfikują osobę na rynku pracy w tym sensie, że musi ona należeć do jednej, i tylko jednej, z wymienionych kategorii. W spisie powszechnym zbierano dane różnymi metodami. Część informacji miała swoje źródło w systemach informacyjnych, a kolejną część uzyskano z wywiadów przeprowadzonych na reprezentacyjnej grupie ludności. W tej części dane zebrano przy pomocy kwestionariusza statystycznego trzema różnymi metodami, tj. na podstawie samospisu internetowego oraz wywiadów telefonicznego i bezpośredniego.

Istotnym elementem oceny przeprowadzonego badania statystycznego jest jego jakość, która jest kategorią wielowymiarową, bardzo istotną i opisaną w wielu materiałach krajowych urzędów statystycznych oraz Eurostatu. Jednym z dokumentów dotyczącym raportów jakości badań w Europejskim Systemie Statystycznym jest regularnie aktualizowany podręcznik na ten temat (Eurostat, 2014).

Celem artykułu jest ocena jakości związanej z pomiarem badanej cechy. W tym przypadku badaną zmienną jest status na rynku pracy. Poruszono problem wiarygodności poszczególnych kategorii uzyskanych z wykorzystaniem kwestionariusza statystycznego. Przeprowadzono analizę różnic w klasyfikacjach na podstawie dwukrotnego pomiaru badanej cechy. W tym celu zastosowano współczynnik zgodności, który na podstawie obserwowanych wartości mierzonej cechy w dwóch pomiarach ocenia stopień zgodności między nimi. Określono również różnice w pomiarach tej samej cechy z wykorzystaniem modelowania statystycznego. Użyto tutaj metody analizy klasy ukrytej. Zakłada ona, że obserwowana wartość jest tylko reprezentantem wartości badanej cechy, a prawdziwa jej wartość pozostaje ukryta. Często wartości obserwowanej cechy nazywa się zmienną manifestowaną. Na koniec dokonano krótkiego podsumowania badania. Użyta metoda ilościowa jest próbą znalezienia ewentualnych problemów z pomiarem tej klasyfikacji na etapie gromadzenia danych.

WYKORZYSTANIE WSPÓŁCZYNNIKA ZGODNOŚCI

Błąd pomiaru możemy zdefiniować jako różnicę między prawdziwą wartością badanej cechy a wartością otrzymaną w badaniu. W nominalnej skali pomiarowej błąd klasyfikacji można przedstawić jako różnicę liczby osób, które błędnie

przypisano do kategorii X , chociaż faktycznie nie należały do tej kategorii (*false positive*) i liczby osób, które przypisano do innej kategorii, chociaż faktycznie należały do kategorii X (*false negative*). Lohr (1999) zaznacza osiem przyczyn, które mogą prowadzić do błędu klasyfikacji:

- respondenci czasami nie mówią prawdy;
- respondenci nie zawsze rozumieją pytania zawarte w kwestionariuszu;
- pamięć respondenta bywa ograniczona (np. przez czas);
- rozmaite odpowiedzi mogą być udzielone przez respondenta różnym ankietantom;
- respondenci mogą udzielić odpowiedzi, które uznają za oczekiwane przez ankietera;
- ankietier nie zawsze wiernie odczytuje pytanie, wpływając tym samym na jakość odpowiedzi lub pomyłkowo rejestruje inną odpowiedź niż została podana;
- znaczenie słów może być różnie rozumiane przez respondentów;
- sformułowanie pytań oraz kolejność ich zadawania mogą mieć wpływ na udzielane odpowiedzi.

Biemer (2004), w artykule dotyczącym wykorzystania modelowania statystycznego do oceny pytań zawartych w kwestionariuszach statystycznych, wskazuje przykłady i omawia ogólne podejście do wykorzystania analizy statystycznej w testowaniu kwestionariuszy statystycznych. W celu użycia tych metod zakładamy, że posiadamy wielokrotny pomiar cechy, który może być dokonany poprzez:

- powtórny wywiad dotyczący danej cechy lub cech, realizując ponowny kontakt z próbką jednostek uczestniczących w wywiadzie pierwotnym;
- pojedynczy pomiar, w którym badana cecha jest zawarta w kwestionariuszu statystycznym dwukrotnie przy użyciu różnie sformułowanych pytań;
- wielokrotny pomiar, gdzie jedną grupę danych uzyskuje się za pomocą kwestionariusza, a drugą z innych źródeł, np. z danych administracyjnych;
- badanie panelowe odnoszące się do tych samych jednostek w różnych momentach czasu.

Dane uzyskane w ten sposób mogą być następnie poddane ocenie przy użyciu następujących metod statystycznych:

- analizy danych w celu identyfikacji pytań, które potencjalnie generują odpowiedzi o małej wiarygodności;
- kolejnej analizy prowadzącej do identyfikacji źródeł błędów w pytaniach, które zostały uznane jako mające małą wiarygodność;
- weryfikacji źródeł błędów poprzez dodatkowo uzyskane dane z eksperymentów, testów pilotażowych, metod kognitywnych itd.;
- wyboru strategii, która ma wyeliminować lub zmniejszyć błąd pomiaru poprzez jej implementację.

W praktyce statystycznej wykorzystywane są przede wszystkim metody statystyczne wyszczególnione w pierwszych dwóch punktach.

W artykule przedmiotem porównania jest klasyfikacja osoby na rynku pracy. Dane uzyskane do porównania pochodzą z kwestionariusza statystycznego użytego w NSP 2011. Wywiad z użyciem kwestionariusza przeprowadzono na reprezentacyjnej grupie ludności. Podstawą zastosowanych definicji i pojęć były zalecenia międzynarodowe do spisów ludności i mieszkań przyjęte przez Konferencję Statystyków Europejskich w czerwcu 2006 r. (ONZ, 2006). W części dotyczącej aktywności ekonomicznej, definicje były oparte na rezolucji dotyczącej statystyki pracujących, bezrobotnych i niepełnozatrudnionych, przyjętej na XIII Międzynarodowej Konferencji Statystyków Pracy w październiku 1982 r. (z późniejszymi zmianami), zalecane do stosowania przez MOP (ILO, 1982). Zgodnie z tymi zaleceniami zakwalifikowanie osoby do jednej z kategorii (pracujący, bezrobotni, poza rynkiem pracy) następuje po udzieleniu przez respondenta odpowiedzi na szereg pytań, zadanych nie wprost i w odpowiedniej kolejności. Pytania dotyczyły wykonywania i posiadania pracy w badanym tygodniu, aktywnego jej poszukiwania oraz bycia gotowym do jej podjęcia w krótkim okresie. Na tej podstawie następowało zakwalifikowanie osoby do jednej z wyszczególnionych kategorii (GUS, 2013b). W dalszej części artykułu klasyfikację tę określono jako „definicję MOP” lub „według MOP”. Niezależnie od opisanego sposobu definiowania osób na rynku pracy, zastosowano jednocześnie drugi sposób pomiaru subiektywnej oceny na rynku pracy dokonanej przez samego respondenta. Pytanie brzmiało jak opisałby (opisałaby) Pan(i) swoją sytuację na rynku pracy w tygodniu od 25 do 31 marca 2011 r.? Proszę wybrać jedną odpowiedź.

Pytanie to zawierało następujące warianty odpowiedzi:

- 1 — pracowałem(am) wyłącznie poza rolnictwem;
- 2 — pracowałem(am) głównie poza rolnictwem i dodatkowo w rolnictwie;
- 3 — pracowałem(am) głównie w rolnictwie i dodatkowo poza rolnictwem;
- 4 — pracowałem(am) wyłącznie w rolnictwie;
- 5 — byłem(am) bezrobotny(a);
- 6 — uczyłem(am) się, studiowałem(am);
- 7 — byłem(am) na emeryturze, wcześniejszej emeryturze;
- 8 — nie pracowałem(am) z powodu złego stanu zdrowia (niepełnosprawności);
- 9 — zajmowałem(am) się domem, rodziną;
- 10 — byłem(am) bierny(a) zawodowo z innych przyczyn niż wyżej wymienione;
- 99 — nieustalona.

Opowiedzi na pytania 1—4 pozwalały na wyłonienie kategorii pracujących, odpowiedź na pytanie 5 dotyczyła kwalifikacji osób jako bezrobotnych, a pozostałe warianty — biernych zawodowo.

Przedmiotem dokonywanego w artykule porównania jest zgodność uzyskanych wyników klasyfikacji otrzymanych dwoma metodami, zawartymi w jednym kwestionariuszu. Miarą wykorzystaną do oceny porównania wyników jest współczynnik zgodności kappa (κ) w wersji zaproponowanej przez Cohena (1960).

Autor ten poddał krytyce porównanie zgodności za pomocą statystyki χ^2 , która ocenia tylko siłę związku pomiędzy dwiema zmiennymi, ale nie uwzględnia zgodności w poszczególnych kategoriach. W celu dokonania porównania zakłada się, że:

- jednostki są niezależne,
- kategorie są niezależne, rozłączne i zupełne,
- pomiary są niezależne.

TABL. 1. TABLICA KONTYNGENCJI ZAWIERAJĄCA KLASYFIKACJE OSÓB NA RYNKU PRACY WEDŁUG DEFINICJI MOP ORAZ SAMOOCENY

Status według samooceny	Status według MOP			
	pracujący	bezrobotni	bierni zawodowo	brak danych
Pracujący	2884247	19045	149926	3
Bezrobotni	22517	318806	152239	4
Bierni zawodowo	157223	92963	2639768	2
Brak danych	339394	52486	121359	544086

Ź r ó d ł o: wyliczenia własne na podstawie danych NSP 2011¹.

W danych (tabl. 1) dla dokonywanych porównań pominięto osoby, dla których status na rynku pracy nie został ustalony. Pozostanie więc klasyfikacja składająca się z 3 podkategorii. Liczba wszystkich osób wyniosła więc 6436734. Najliczniejsze były grupy osób pracujących i biernych zawodowo. W stosunku do pozostałych nieliczną kategorię stanowili bezrobotni. Jednak duża liczba osób, mających status bezrobotnych według definicji MOP, w samoocenie została zaliczona do osób biernych zawodowo. Poza tym w otrzymanych wynikach zauważalne są różnice w brakach danych w obu kategoriach. Ponad 0,5 mln osób, dla których ustalono status według definicji MOP, według samooceny miało status nieustalony. Jeśli status według samooceny występuje, braki w statusie MOP są sporadyczne. Jednym z powodów tego braku mogła być kolejność zadawanych pytań. Pytania o status według MOP zadawane są w pierwszej kolejności, co jest kluczowe dla jakości wyników.

Porównano klasyfikację poprzez wyliczenie współczynnika κ dla całej tablicy oraz dla każdej kategorii z osobna poprzez przekodowanie tablicy z 3 kategoriami na 3 tablice zawierające zmienną dychotomiczną. W tabl. 2 podano wyliczenia wraz z wartościami teoretycznymi i brzegowymi, co pozwala zauważyć duże różnice w kategoriach pracujących i biernych zawodowo na rynku pracy. Ma to ogromny wpływ na wzrost statystyki χ^2 , co prowadzi do podkreślania związku między nimi. W tabl. 3 przedstawiono odpowiednie frakcje dla zmiennych klasyfikacyjnych.

¹ Badanie zostało przeprowadzone na próbie losowej ok. 20% mieszkań w skali kraju. Jednostką losowania było mieszkanie, a dokładniej jego adres. Szczegółowy opis badania znajduje się w publikacji GUS (2013a), rozdział 1 *Metodologia spisu ludności i mieszkań 2011 — wybrane aspekty*.

**TABL. 2. TABLICA KONTYNGENCJI ZAWIERAJĄCA KLASYFIKACJE OSÓB
NA RYNKU PRACY WEDŁUG DEFINICJI MOP ORAZ SAMOOCENY
WRAZ Z WYLICZENIAMI TEORETYCZNYMI (w nawiasach)**

Status według samooceny	Status według MOP			
	ogółem	pracujący	bezrobotni	bierni zawodowo
Ogółem	6436734	3063987	430814	2941933
Pracujący	3053218	2884247 (1453399)	19045 (204354)	149926 (1395491)
Bezrobotni	493562	22517 (234944)	318806 (33034)	152239 (225583)
Bierni zawodowo	2889954	157223 (1375670)	92963 (193425)	2639768 (1320858)

Źródło: jak przy tabl. 1.

**TABL. 3. FRAKCJE DLA OBU KLASYFIKACJI
WRAZ Z WYLICZENIAMI TEORETYCZNYMI (w nawiasach)**

Status według samooceny	Status według MOP			
	ogółem	pracujący	bezrobotni	bierni zawodowo
Ogółem	1,0000	0,4760	0,0669	0,4570
Pracujący	0,4743	0,4481 (0,2258)	0,0029	0,0232
Bezrobotni	0,0767	0,0035	0,0495 (0,0051)	0,0236
Bierni zawodowo	0,4490	0,0244	0,0144	0,4101 (0,2052)

Źródło: jak przy tabl. 1.

Cohen (1960) wprowadza współczynnik κ wyrażony wzorem:

$$\kappa = \frac{p_0 - p_c}{1 - p_c}$$

gdzie:

p_0 — frakcja jednostek, dla których występuje zgodność klasyfikacji w obu pomiarach,

p_c — frakcja jednostek, dla których oczekiwana jest zgodność teoretyczna.

Współczynnik ten wynosi 0 dla idealnej zgodności rozkładu teoretycznego z obserwowanym. Maksymalnie może on przyjąć wartość 1, gdy obie klasyfikacje będą miały taką samą liczebność dla każdej kategorii. Interesujące jest, jaki maksymalny poziom mógłby przyjąć współczynnik κ . Wyznacza się go poprzez wyliczenie:

$$\kappa_m = \frac{p_m - p_c}{1 - p_c}$$

gdzie p_m jest sumą minimalnych wartości brzegowych dla każdej kategorii w obu klasyfikacjach (w naszym przypadku liczba ta wynosi $0,4743+0,0669+0,4490=0,9902$). Wtedy $1-\kappa_m$ wskazuje, jaki współczynnik mógłby być osią-

gnięty, gdyby nie różnice w wartościach brzegowych, co z kolei może wskazywać na graniczną niejasność kategorii.

Błąd standardowy może być oszacowany według wzoru:

$$\sigma_k = \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{N(1-p_c)^2}}$$

gdzie N oznacza liczebność populacji. Dodatkowo, przy dużej wartości N , przedział ufności może zostać oszacowany z granicznej normalności rozkładu κ . Test dla istotności statystycznej κ może zostać wykonany z wykorzystaniem statystyki z :

$$z = \frac{\kappa_1 - \kappa_2}{\sigma_{k1}^2 - \sigma_{k2}^2}$$

dla różnych κ . Hipoteza zerowa zakłada, że κ równa się 0 i wtedy $p_c = p_0$. Cohen (1960) wskazuje, że samo testowanie istotności statystycznej ma niewielką wartość poznawczą, może jednak stanowić warunek minimum dla wymagań stawianych oszacowaniu współczynnika κ .

Jarosz-Nowak (2007) przytacza skale porównawcze, które mają praktyczne zastosowanie przy ocenie współczynnika Cohena. Chociaż progi ustalone są arbitralnie, można z ich pomocą sformułować wnioski i dokonać stosownych porównań. Przykład takiej skali według Kocha i Landisa (1977) przedstawia tabl. 4.

TABL. 4. INTERPRETACJA WSPÓŁCZYNNIKA COHENA WEDŁUG KOCHA I LANDISA

Wartość współczynnika	Interpretacja zgodności
Poniżej 0,00	brak zgodności
0,00—0,20	słaba
0,21—0,40	średnia
0,41—0,60	umiarkowana
0,61—0,80	pokaźna
0,81—1,00	prawie perfekcyjna

Źródło: Koch i Landis (1977).

Autorka wskazuje, że bardziej efektywna może być analiza współczynnika κ według poszczególnych kategorii klasyfikacji. Dowodzi, że w przypadku zmiennych klasyfikacyjnych składających się z więcej niż 2 kategorii, możliwe jest wyprowadzenie współczynnika κ z modelu binarnego dla każdej kategorii z osobna jako ich średniej ważonej. Dodatkowo wyprowadza współczynnik κ metodą największej wiarygodności. Tak uzyskane estymatory są identyczne z uzyskanymi heurystycznie.

Wracając do oceny statusu danych wynikowych z NSP 2011 (tabl. 1), wartość statystyki χ^2 jest bardzo wysoka i wynosi 7824882 przy 4 stopniach swobody i wartości $p < 0,0001$. Wartości współczynników i statystyki testującej dla tabl. 3 wynoszą:

$$p_0 = 0,4481 + 0,0495 + 0,4101 = 0,9077,$$

$$p_c = 0,2258 + 0,0051 + 0,2052 = 0,4361,$$

$$\kappa = \frac{0,9077 - 0,4361}{1 - 0,4361} = 0,8363,$$

$$\kappa_m = \frac{(0,4743 + 0,0669 + 0,4490) - 0,4361}{1 - 0,4361} = 0,9826,$$

$$\sigma_k = \sqrt{\frac{0,9077(1 - 0,9077)}{6436734(1 - 0,4361)^2}} = 2,0231 \cdot 10^{-4},$$

95% przedział ufności dla współczynnika κ — od 0,8360 do 0,8365,

statystyka $z = 2521,8375$,

$p < 0,001$.

Wartość współczynnika κ jest bardzo wysoka i według np. charakterystyki Ko-cha i Landisa osiąga się tu prawie perfekcyjną zgodność. Test parametryczny z wykorzystaniem przedstawionej wcześniej statystyki z wskazuje, że należy odrzucić hipotezę zerową, która zakłada wartość współczynnika κ wynoszącą 0. Właściwie zerowa wartość istotności p nie powoduje żadnych problemów, przynajmniej w zakresie przyjęcia tego minimalnego kryterium dla κ . Niska wartość błędu standardowego precyzuje współczynnik w bardzo małym przedziale. Jeżeli przyjąć miarę κ jako sposób oceny poprawności pomiaru, to mamy do czynienia z pomiarem dobrej jakości. Kryterium to powinno być oczywiście uznane za jeden z elementów jakości badania. Prosta konstrukcja współczynnika κ , która mierzy zgodność dwóch ocen, pozwala na szybkie obliczenie, natomiast skale porównawcze umożliwiają praktyczne zastosowanie do porównań. Różnice w empirycznych wartościach brzegowych oraz wyliczenie κ_m wskazują, że dla zaobserwowanych wartości brzegowych można by maksymalnie osiągnąć wartość współczynnika κ równą 0,9826, czyli wysoką wartość bliską jedności, natomiast $1 - \kappa_m$ wskazuje na proporcję zgody niemożliwą do osiągnięcia ze względu na różnicę w wartościach brzegowych. W rozpatrywanym przypadku wartość ta wynosi 0,0174, czyli jest bardzo niska i może wskazywać na brak problemów z granicami poszczególnych kategorii, na co wskazuje Cohen (1960) interpretując ten wskaźnik. Zauważa on, że wartość współczynnika może sygnalizować niejasność określenia wyraźnego podziału na poszczególne kategorie.

Przechodząc do porównania każdej kategorii z osobna, obliczono poszczególne współczynniki κ . W tabl. 5 przedstawiono wartości zmiennych po przekodowaniu na kategorie dychotomiczne oraz odpowiadające im wartości κ . W ko-

lumnach i wierszach oznaczono odpowiednio jako 1 sytuację posiadania stosownego statusu i 0 w przypadku jego braku.

TABL. 5. LICZBA ORAZ WARTOŚĆ WSPÓŁCZYNNIKÓW ZGODNOŚCI WEDŁUG KATEGORII KLASYFIKACJI NA RYNKU PRACY

Posiadanie statusu według samooceny	Posiadanie statusu według MOP	
	1	0
Pracujący, $\kappa = 0,8914$		
1	2884247	168971
0	179740	3203776
Bezrobotni, $\kappa = 0,6659$		
1	318806	174756
0	112008	5831164
Bierni zawodowo, $\kappa = 0,8269$		
1	2639768	250186
0	302165	3244615

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Najniższą wartość współczynnik zgodności przyjął dla kategorii osób bezrobotnych, co wskazuje na pokaźną zgodność obu pomiarów według skali Kocha i Landisa (1977). Tym samym na tle pozostałych kategorii wyróżnia się on dość zdecydowanie niższą wartością. W analizowanej klasyfikacji jest to więc kategoria najmniej wiarygodna. W definicji MOP do zakwalifikowania osoby jako bezrobotnej jest wymagana aktywność w poszukiwaniu pracy oraz gotowość do jej podjęcia. Niespełnienie któregoś z tych kryteriów kwalifikuje bowiem respondenta do grupy biernych zawodowo, chociaż w jego samoocenie może być osobą bezrobotną. Fakt bycia uczniem lub studentem w potocznym rozumieniu jest również często identyfikowany z biernością zawodową, podobnie jak przebywanie na rencie lub emeryturze. Ponadto podstawą definicji MOP nie jest fakt rejestracji lub jej brak w powiatowych urzędach pracy, tylko posiadanie lub wykonywanie pracy. Rejestracja w urzędzie pracy, a mimo to wykonywanie pracy, np. w szarej strefie, według MOP kwalifikuje osobę jako pracującą. Z kolei brak gotowości do podjęcia pracy w klasyfikacji MOP uwzględnia osobę jako bierną na rynku pracy, pomimo że jest ona ujęta w rejestrze urzędu pracy i występuje w kategorii tzw. bezrobocia rejestrowanego, co jednocześnie może być podstawą odpowiedzi na pytanie dotyczące samooceny.

ZASTOSOWANIE ANALIZY KLASY UKRYTEJ

Innym sposobem porównania wiarygodności pomiaru może być modelowanie statystyczne. Biemer (2004) omawia wykorzystanie modeli statystycznych do oceny zebranych danych. Wskazuje na możliwości osłabienia niektórych założeń, jak np. możliwość modelowania bez założenia, iż jeden z pomiarów pełni rolę punktu odniesienia. Można zatem przyjąć, że w dwukrotnym pomiarze oba jego rezultaty są obciążone błędem. Punktem wyjścia jest założenie, że prawdziwa wartość mierzonej cechy jest ukryta, a wartość zaobserwowana stanowi indyktor, czyli jej wartość manifestowaną. Celem oceny jest znalezienie związ-

ku między obiema wartościami. W przypadku danych dyskretnych stosowana jest analiza klas ukrytych (*Latent Class Analysis*), których omówienie można znaleźć np. w publikacji Brzezińskiej (2015). Analiza będzie zatem prowadziła do oszacowania klasy ukrytej dla trzech mierzonych kategorii jako prawdziwego oszacowania przynależności do danej kategorii klasyfikacji. W zakresie dwóch zmiennych, dwóch ocen przynależności do danej kategorii klasyfikacji pochodzących z dwóch pomiarów, interesuje nas prawdopodobieństwo warunkowe tych pomiarów względem klasy ukrytej. Jeśli przez X_i oznaczymy klasę ukrytą, natomiast przez A_i i B_i odpowiednio pomiar pierwszy oraz drugi ($i = 1, 2, 3$), to szczególnie interesuje nas prawdopodobieństwo warunkowe $P(A=a|X=x)$ oraz $P(B=b|X=x)$, gdzie dla $a \neq b$ szacunek będzie dotyczył błędu pomiaru. Zakłada się, że w ramach danej klasy ukrytej prawdopodobieństwo wynosi w sumie jeden, tzn. $\sum_a P(A=a|X=x) = 1$. Drugie założenie dotyczy lokalnej niezależności.

Oznacza ono, że dla danej klasy ukrytej zmienne obserwowalne są niezależne statystycznie. W przypadku dwóch niezależnych pomiarów przyjmuje się dodatkowo, że prawdopodobieństwo błędów w obydwu pomiarach jest takie samo. Z kolei dla trzech kategorii statusu na rynku pracy mierzonych dwukrotnie chcemy oszacować klasę ukrytą w odniesieniu do każdej z tych kategorii. Liczba parametrów przekracza liczbę komórek w tablicy liczebności (trzeba oszacować po 6 parametrów dla prawdopodobieństwa warunkowego oraz prawdopodobieństwo bezwarunkowe), a tablica składa się 9 komórek, model jest więc niemożliwy do oszacowania. Hui i Walter (1980) zaproponowali metodę stanowiącą jedno z rozwiązań tego problemu. Wprowadza ona zmienną grupującą, która dzieli tablicę obserwowanej częstości dla 3 mierzonych kategorii na 2 grupy ze względu na płeć, tzn. $G = 1$ dla kobiet i $G = 2$ dla mężczyzn. Założeniem jest takie samo prawdopodobieństwo błędu pomiaru w obu grupach oraz $\sum_x P(X=x|G=g) = 1$. Tablica zawiera wówczas 18 liczb i możliwy do osza-

cowania jest model nasycony (trzeba oszacować 18 parametrów). W przykładzie przedstawionym przez Biemera (2004) zmienną wprowadzającą podział dla ocenianych danych jest płeć respondenta. Tabl. 6 przedstawia wynikową tablicę liczebności w zakresie ocenianych klasyfikacji.

TABL. 6. LICZEBNOŚĆ WEDŁUG KLASYFIKACJI POMIARU STATUSU OSOBY NA RYNKU PRACY

Status według samooceny	Status według MOP					
	kobiety			mężczyźni		
	pracujące	bezrobotne	biernie zawodowo	pracujący	bezrobotni	biernie zawodowo
Pracujący	1269252	8213	80104	1614995	10832	69822
Bezrobotni	9096	140452	82258	13421	178354	69981
Biernie zawodowo	98221	58194	1612792	59002	34769	1026976

Do oceny klasy ukrytej wykorzystano program LEM (Vermunt, 1997), który umożliwia w szerokim zakresie analizę klas ukrytych, szacując parametry iteracyjną metodą maksymalizacji prawdopodobieństwa i używając algorytmu EM (*Expectation Maximization*). W celu umożliwienia oceny dopasowania, przyjęto założenie niezależności dwóch pomiarów, tzn. założono, że $P(A = a | X = x) = P(B = b | X = x)$ dla $a = b$. Tym samym zostaje uwolnionych 6 stopni swobody. Do oceny dopasowania można użyć ilorazu wiarygodności statystyki L^2 , która jest porównywana ze statystyką χ^2 przy 6 stopniach swobody. Wartość L^2 jest bardzo wysoka i wynosi 19887,95, a zatem model musi zostać odrzucony ($p < 0,0001$). Tym samym nie można uznać równoległości pomiarów. Jednak można oszacować nasycony model dla obserwowanej tablicy bez założenia o niezależności. Tabl. 7 przedstawia wyniki pomiaru statusu według MOP oraz samooceny.

TABL. 7. WARUNKOWE PRAWDOPODOBIEŃSTWO DLA STATUSU WEDŁUG MOP ORAZ SAMOOCENY

Status „prawdziwy”	Pracujący	Bezrobotni	Bierni zawodowo
Według MOP			
Pracujący	97,78 (0,01)	0,00 (nieokreślony)	2,22 (0,01)
Bezrobotni	4,42 (0,01)	79,30 (0,05)	16,28 (0,04)
Bierni zawodowo	5,43 (0,01)	3,22 (0,01)	91,35 (0,02)
Według samooceny			
Pracujący	100,00 (0,00)	0,00 (nieokreślony)	0,00 (nieokreślony)
Bezrobotni	4,89 (0,04)	95,11 (0,04)	0,00 (nieokreślony)
Bierni zawodowo	2,90 (0,02)	3,10 (0,02)	94,00 (0,03)

U w a g a. W nawiasach podano błąd standardowy.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Należy podkreślić, że wyniki są pochodną przyjętego modelu. Jeśli model został błędnie określony, wyniki będą obciążone. Dla $P(A=s|X=s)$ obserwujemy poprawnie zmierzony status, a dla $P(A=a|X=s)$, gdzie $a \neq s$ błędy pomiaru poszczególnych kategorii. Z danych przedstawionych na podstawie spisu reprezentacyjnego wynika, że w przypadku pomiaru statusu według MOP, najniższy wynik ma kategoria osób uznanych za bezrobotne, co potwierdza sugestię wynikającą z indeksu κ Cohena. Całkiem duży odsetek osób (16,28%) został uznany według modelu za bierne zawodowo zamiast bezrobotne, a 4,42% — za pracujące. Różnica dotyczy zatem 20,7% osób dla tej kategorii, a przynajmniej taka sugestia płynie z przyjętego modelu. Z kolei na podstawie samooceny w zmiennej klasyfikującej nie występuje wyraźna różnica w poszczególnych kategoriach.

Wszystkie kategorie należałoby uznać za mające wysoką wiarygodność, chociaż niższą dla osób bezrobotnych i biernych zawodowo. Może to wynikać z faktu, że pomimo wielu wariantów odpowiedzi, ocena następuje na podstawie jednego pytania w kwestionariuszu spisowym. Pomimo zastrzeżeń dotyczących adekwatności modelu i ostrożności w formułowaniu wniosków można jednak stwierdzić, że rozpatrywany model statystyczny pozwala na analizę różnic w klasyfikacjach, jak również na sformułowanie przypuszczeń o możliwych źródłach różnic. Pozwala on również na analizę relacji pomiędzy obserwowaną liczebnością i nieobserwowaną, ukrytą zmienną. Model ten pozwala na głębsze analizy niż analizowany wcześniej współczynnik zgodności.

Podsumowanie

Do oceny zastosowanej klasyfikacji mogą być użyte metody statystyczne polegające na jej wielokrotnym pomiarze. Jednak warunkiem jest niezależność pomiarów. Należy zapewnić podobne czy wręcz takie same warunki pomiarów w celu uznania ich za niezależne w sensie wyciągania wniosków opartych na prawdopodobieństwie. Dane pomiarowe z NSP 2011 pozwalają na uzyskanie w jednym badaniu dwóch klasyfikacji osoby na rynku pracy. Jedną prowadzącą wprost do uzyskania statusu według definicji MOP oraz drugą uzyskaną z pytania o subiektywną samoocenę respondenta. Uzyskując podwójny pomiar można zatem dokonać porównania, ale w interpretacji wyników należy zachować ostrożność. Podstawowym tego powodem są różnice definicyjne w uzyskanych klasyfikacjach. Dodatkowo, w przypadku badań prowadzonych na podstawie wywiadu, dochodzą typowe elementy mające wpływ na wyniki, takie jak:

- odpowiedzi w zastępstwie, tzw. odpowiedzi PROXY, kiedy w gospodarstwie domowym jeden z członów udziela odpowiedzi za innego członka gospodarstwa;
- pamięć oraz efekt nazywany teleskopowym, polegający na umiejscowieniu zdarzenia w innym okresie niż rzeczywiście miało to miejsce. NSP 2011 był przeprowadzony w okresie od 1 kwietnia do 30 czerwca 2011 r. według stanu w dniu 31 marca 2011 r. o godz. 24.00, a więc wraz z upływem czasu odpowiedzi mogły stawać się coraz mniej precyzyjne;
- pytania dotyczące oceny własnej osoby (samoocena) — może wystąpić naturalna rozbieżność między respondentami.

Założenie o niezależności pomiarów nie będzie w tym przypadku prawdopodobnie wypełnione. Przyjęty do analizy model klasy ukrytej potwierdza, że założenie niezależności może nie być spełnione. Niemniej, pamiętając o wszystkich zastrzeżeniach, istotność statystyczna współczynnika zgodności czy niska wartość błędów standardowych w modelu wskazują, że można dokonać oceny zgodności wyników. Należy także pamiętać o dużej liczbie braków danych, co obciąża wyniki. Do porównania brano jednak tylko te osoby, w przypadku których uzyskano odpowiedzi dla obu zmiennych klasyfikacyjnych. Dodatkowo,

liczebność próby jest bardzo wysoka. Zbadano aktywność zawodową prawie 6,5 mln osób.

Wykorzystanie modelowania statystycznego czy współczynnika zgodności byłoby efektywniejsze, gdyby porównanie dotyczyło wyników mierzonych cech na podstawie tych samych definicji. W praktyce raczej nie będzie możliwy powtórny pomiar spełniający warunki niezależności na tak dużej próbie, przy czym wykonalne byłoby powtórne badanie na niewielkiej podpróbie w celach porównania ilościowego. Możliwość dodatkowych źródeł danych do porównań stwarzają również rejestry administracyjne.

mgr Paweł Lańduch — *Urząd Statystyczny w Poznaniu*

LITERATURA

- Biemer, P. (2004). Modeling Measurement Error to Identify Flawed Questions. W: S. Presser, et al., *Methods for Testing and Evaluating Survey Questionnaires. Chapter 12*, Wiley, New York.
- Brzezińska, J. (2015). Analiza klas ukrytych w badaniach sondażowych. *Prace Naukowe Uniwersytetu Wrocławskiego*, nr 384.
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurements*, vol. 20, s. 37—46.
- Eurostat (2014). *ESS handbook for quality reports — 2014 edition*.
- GUS (2008). *Zasady Metodyczne Statystyki Rynku Pracy i Wynagrodzeń*. http://stat.gov.pl/download/cps/rde/xbcr/gus/Zasady_metodyczne_stat_ryнку_pracy_i_wynagrodzen.pdf.
- GUS (2013a). *Ludność. Stan i struktura demograficzno-społeczna. Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań*. http://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/LUD_ludnosc_stan_str_dem_spo_NSP2011.pdf.
- GUS (2013b). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski, Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011*. <http://stat.gov.pl/spisy-powszechno/nsp-2011/nsp-2011-wyniki/aktywnosc-ekonomiczna-ludnoscipolski-nsp-2011,12,1.html>.
- Hui, S., Walter, S. (1980). Estimating the error rates of diagnostic tests. *Biometrics*, no. 36, s. 167—171.
- ILO (1982). *Resolution concerning statistics of the economically active population, employment, unemployment, and underemployment adopted by the Thirteenth International Conference of Labour Statisticians*. International Labour Organization, October, http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/normativeinstrument/wcms_087481.pdf.
- Jarosz-Nowak, J. (2007). Modele oceny stopnia zgody pomiędzy dwoma ekspertami z wykorzystaniem współczynników kappa. *Matematyka Stosowana: matematyka dla społeczeństwa*, nr 8, s. 126—154.
- Koch, G.G., Landis, J.R. (1977). The Measurement of Observer Agreement for Categorical Data. *Biometrics*, vol. 33, s. 159—174.
- Lohr, S.L. (1999). *Sampling: Design and Analysis*. New York: Duxbury Press.
- ONZ (2006). *Conference of European statisticians recommendations for the 2010 censuses of population and housing*. Prepared in cooperation with the Statistical Office of the European Communities (Eurostat), Genewa, <http://www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/ece/ces/ge.41/2006/zip.1.e.pdf>.
- Vermunt, J. (1997). *REM: A General Program for the Analysis of Categorical Data*. Tilburg University, Holandia.

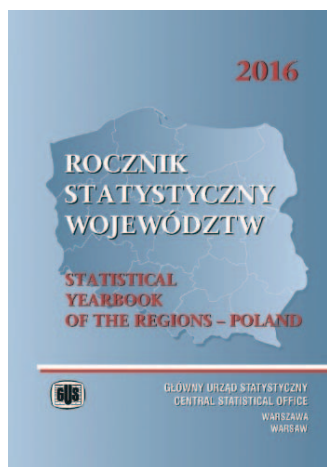
Summary. *Multimeasurement of the person's labour market status based on the statistical questionnaire may be used for the assessment of its quality with quantitative methods. In order to evaluate the measurement quality we employ among others, remeasurement or multiple measurements for a random sample of units. Based on the data from the National Population and Housing Census 2011, this article presents appliance of the Cohen's coefficient of contingency and Latent Class Analysis for the assessment of respondent's labour force classification. The questions in the census questionnaire enable the evaluation of persons' labour market status according to International Labour Organisation (ILO) recommendation as well as give an opportunity to respondent's self-assessment. The article focuses on the issue of results' consistency obtained from these two types of information in the part of the Census based on a random sample. Many other aspects relating to random and non-random errors were omitted in the research.*

Keywords: statistical questionnaire, measurement error, index of consistency, latent class.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — styczeń 2017 r.

Ze styczniowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na „**Rocznik Statystyczny Województw 2016**” oraz „**Przedsiębiorstwa niefinansowe powstałe w latach 2011—2015**”.



„**Rocznik Statystyczny Województw 2016**” jest już czterdziestym pierwszym wydaniem. Zawiera bogaty zestaw informacji o poziomie życia społeczeństwa i stanie gospodarki w ujęciu przestrzennym. Publikacja może być cennym źródłem informacji dla osób zainteresowanych rozwojem społeczno-gospodarczym regionów w Polsce, bowiem dane dobrane z uwzględnieniem jak największej ich przydatności do porównań i analiz regionalnego zróżnicowania zjawisk. Niektóre kategorie ekonomiczne przedstawiono również w ujęciu dynamicznym oraz w relacji do przeciętnych wielkości dla kraju i Unii Europejskiej. Materiał statystyczny wzbogacono wykresami i mapami.

Ogólny zakres i układ tematyczny Rocznika nie uległ zmianie. Wprowadzono natomiast modyfikacje i uzupełnienia dotyczące m.in.: wyników wyborów do Sejmu i Senatu RP przeprowadzonych 25 października 2015 r., prognozy gospodarstw domowych do 2050 r., stanu zdrowia ludności na podstawie wyników badania reprezentacyjnego „Europejskie Ankiety o Zdrowiu”, a także komunikacji miejskiej. Wobec możliwości powszechnego dostępu do informacji w Banku Danych Lokalnych, w opracowaniu zrezygnowano z prezentacji tablicy przeglądowej „Wybrane dane o powiatach”.

Publikacja ukazała się w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest także na stronie internetowej GUS. Dołączono do niej zestaw tablic w formacie MS Excel, które mogą posłużyć do głębszych analiz.



„Przedsiębiorstwa niefinansowe powstałe w latach 2011—2015” to pierwsze wydanie publikacji zawierającej kompleksowy zestaw informacji na temat efektów funkcjonowania nowych podmiotów gospodarczych na rynku. Opracowanie zapoczątkuje cykl corocznych publikacji o nowo powstałych przedsiębiorstwach, ich wynikach ekonomicznych, źródłach finansowania, a także czynnikach wpływających na skalę prowadzonej działalności.

Publikacja składa się z trzech części. W pierwszej przedstawiono metodologię badania, jego zakresy podmiotowy i przedmiotowy oraz definicje. W części analitycznej przedstawiono podmioty powstałe w 2015 r. oraz w 2014 r. (dla których uwzględniono szerszy zestaw informacji), a także przedsiębiorstwa 5-letnie (powstałe w 2011 r.). Część tabelaryczna zawiera informacje m.in. o liczbie i strukturze nowo powstałych podmiotów gospodarki narodowej według stanu aktywności prawno-ekonomicznej, sposobu powstania oraz trudności napotykanych przez przedsiębiorców. Główne źródło danych stanowiły sprawozdania „Roczna ankieta przedsiębiorstwa” oraz „Sprawozdanie o działalności gospodarczej przedsiębiorstw”.

Wydawnictwo nawiązuje do opracowania „Warunki powstania i działania oraz perspektywy rozwojowe polskich przedsiębiorstw” przygotowywanego na podstawie wyników panelowego badania przedsiębiorstw. Tym razem wykorzystano nową organizację badań umożliwiającą pełniejszą obserwację rozwoju powstających przedsiębiorstw.

Opracowanie ukazało się w wersji polsko-angielskiej, dostępne jest także na stronie internetowej Urzędu. Do wersji elektronicznej dołączono tablice w formacie MS Excel ułatwiające dokonywanie własnych analiz i porównań.

W styczniu br. ukazały się także: „Aktywność ekonomiczna ludności Polski III kwartał 2016 r.”, „Biuletyn Statystyczny Nr 12/2016”, „Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — listopad 2016 r.”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w 2016 r.”, „Środki produkcji w rolnictwie w roku gospodarczym 2015/16” oraz „Wiadomości Statystyczne nr 1/2017 (668)”.

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

- Artykuły kierowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy winni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy. W przypadku prezentacji badań prowadzonych przez Autorów należy opisać zastosowaną w nich metodę. Przy prezentacji nowatorskich metod analizy pożądanym jest podanie przykładu pokazującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach. W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń odnoszących się do tych treści, Autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi na łamach miesięcznika.
- Po wstępnej ocenie przez Redakcję „Wiadomości Statystycznych” tematyki artykułu pod względem zgodności z profilem czasopisma, artykuły mające charakter naukowy przekazywane są do oceny osobom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach, które kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników.
- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają Redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.

- Kontroli poprawności stosowanych przez Autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.
- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Podstawą tej decyzji jest wynik dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
 - nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „ghostwriting”;
 - podawaniu jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „guest authorship”.

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

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

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

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

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

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną na adres:

a.swiderska@stat.gov.pl lub e.grabowska@stat.gov.pl
Redakcja „Wiadomości Statystyczne”
Główny Urząd Statystyczny
al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Konieczne jest dołączenie do artykułu skróconej informacji (streszczenia) o jego treści (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 badania oraz ważniejsze wnioski.**
- Prosimy o podanie słów kluczowych, w językach polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Prosimy również o podanie kodów klasyfikacji JEL.
- **Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu warunku przesłania przez Autora oświadczenia.**
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji na adres: a.swiderska@stat.gov.pl lub e.grabowska@stat.gov.pl lub tel. 22 608-32-25.

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

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

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
2. Czcionka:
 - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - o tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - o tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Times New Roman, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy powinny być załączone w osobnym pliku w oryginalnej formie (Excel lub Corel), tak aby można było je modyfikować przy opracowaniu edytorskim tekstu. W tekście należy zaznaczyć miejsce ich włączenia. Należy także przekazać dane, na podstawie których powstały wykresy.
9. Tablice należy zamieszczać w tekście, zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. \mathbf{P} , \mathbf{N}_{ij}); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. \mathbf{w} , \mathbf{x}_i); pozostałe zmienne — małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. w , x_i , Z).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Przytaczane w treści artykułu pozycje literatury przedmiotu należy wykonać według stylu APA.

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, w przypadku więcej niż jednej pracy danego autora opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabety przy dacie (np., 2001a), zasada ta obowiązuje także w przypadku większej liczby autorów danej pracy.

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, w przypadku więcej niż jednej pracy tych autorów opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabety 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. 3—5 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) wskazują, iż ... Badania te (Nowak i in., 2003) ...

- d. 6 i więcej autorów: wymienić należy tylko nazwisko pierwszego autora, zarówno gdy praca przywoływana jest po raz pierwszy, jak i w późniejszych przywołaniach, natomiast pozostałych autorów należy zastąpić skrótem „i in.” (gdy nazwiska nie stanowią części struktury zdania). W literaturze cytowanej należy umieścić nazwiska wszystkich autorów pracy.

Przykład zapisu:

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

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

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

Przykład zapisu:

(Iksiński, 2001; Nowak i Iksiński, 1999)

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

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

Przykład zapisu:

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

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

15. Wykaz literatury należy zamieszczać na końcu opracowania.

Prace zapisujemy przy zachowaniu kolejności alfabetycznej cytowanych dzieł, przy czym decyduje pierwsza litera nazwiska autora.

Każdą nową pracę zaczynamy bez wcięcia, wyrównanie do lewego marginesu, a kolejne wiersze danego adresu bibliograficznego powinny być zapisane z wcięciem 0,4 cm.

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

Poniżej znajdują się schematy zapisów bibliograficznych podstawowych źródeł (artykułów i książek). Sposoby zapisu innych, rzadziej powoływanych 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, nr rocznika* (nr zeszytu), 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, nr rocznika*, 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, nr rocznika*, strona początku—strona końca. DOI: xxxxx.
- d. książka:
Nazwisko, X., Nazwisko, X. Y. (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
- e. książka napisana pod redakcją:
Nazwisko, X. (red.). (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
- f. rozdział w pracy zbiorowej:
Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, B. Nazwisko (red.), *Tytuł książki* (s. strona początku—strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
W stylu APA proponuje się zapis bibliograficzny bez użycia dwukropka po przyimku W (*In*), pisany wielką literą. W polskim zapisie jednak przyjmujemy zasadę pisania dwukropka po W:
- 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, skąd został pobrany tekst:
Nazwisko, X. (rok). *Tytuł tekstu*. Pobrane z: adres strony internetowej.
16. W wykazie literatury należy zamieścić wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.
17. Opracowanie przygotowane w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłane z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań redakcji.

Charakterystyka zakresu tematycznego poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

W dziale tym zamieszczane są artykuły naukowe zawierające prezentacje teoretycznych rozwiązań metodologicznych, ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace o charakterze przeglądowym i porównawczym oraz dotyczące zagadnień etyki statystycznej. Poruszane tu zagadnienia mogą obejmować różnorodne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii, a prezentowane rezultaty badawcze stwarzają możliwość efektywnego zastosowania w empirycznych badaniach i analizach statystycznych, umożliwiając doskonalenie ich jakości i zasobu informacyjnego.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dział ten dotyczy prac naukowych poświęconych nowatorskim zastosowaniom znanych narzędzi i modeli statystycznych w praktyce, analizie i statystycznej oceny określonych zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych, a w szczególności artykułów wykorzystujących dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Publikowane są tutaj także teksty sygnalizujące praktyczne problemy związane z: projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wynikówowej informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania wraz z propozycjami efektywnych metod rozwiązywania owych problemów.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

Artykuły publikowane w tym dziale dotyczą metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. W szczególności odnosi się to do problemów związanych z kształceniem w zakresie stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także wykorzystywania nowoczesnych idei i metod dydaktycznych (w tym eksperymentów i pokazów) oraz pomocy naukowych (np. komputerów, Internetu i innych urządzeń) w nauczaniu statystyki. Szczególną uwagę koncentruje się tutaj na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do statystyki, jak również rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym (np. w środkach społecznego przekazu).

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

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

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

Prace należące do tego działu tematycznego poświęcone są historii prowadzenia obserwacji statystycznych, rozwoju i doskonalenia ich metodologii oraz narzędzi. Ponadto zamieszczane są opisy wartościowych faktów dotyczących życia i osiągnięć zawodowych wybitnych statystyków, jak również wiodących instytucji i organizacji statystycznych w Polsce i za granicą.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

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