Spis treści

Od redakcji

W szóstym numerze odnowionego „Śląskiego Przeglądu Statystycznego” kontynuujemy cykl „Sylwetki statystyków”, prezentując sylwetkę profesora Jerzego Wawrzynka. Profesor Wawrzynek jest wybitnym ekspertem w dziedzinie zarządzania jakością oraz w planowaniu eksperymentów. W numerze przedstawiono sprawozdanie z pierwszego Ogólnopolskiego Zjazdu Statystyków z okazji 95-lecia PTS. Można też znaleźć artykuły dotyczące ubezpieczeń socjalnych, rozwoju demograficznego województw oraz konkurencyjności powiatów województwa dolnośląskiego. W prezentowanym zeszycie zamieszczono też obszerne streszczenia referatów z kolejnego, 18. Statystycznego Seminarium Naukowego „Marburg-Wrocław” oraz opracowanie dokumentujące migracje ludności Opolszczyzny, będące wynikiem Narodowego Spisu Powszechnego 2002. Numer kończymy tradycyjnie aktualnymi danymi statystycznymi dotyczącymi regionu.

SYLWETKI STATYSTYKÓW

Walenty Ostasiewicz
Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)
PL ISSN 1644-6739

Profesor Jerzy Wawrzynek

Tegoroczne tradycyjne statystyczne seminarium naukowe, które jest regularnie organizowane we współpracy z ośrodkami niemieckimi, odbyło się wspólnie z konferencją na temat doskonalenia metod nauczania statystyki. Oba spotkania naukowe odbyły się w dniach 24-28 września 2007 r. i oba były dedykowane Profesorowi Wawrzynkowi.

Profesor Jerzy Wawrzynek urodził się 20 października 1941 r. w Czarnowąsach w woj. opolskim. W Czarnowąsach ukończył też szkołę podstawową i w 1955 r. rozpoczął naukę w Liceum Ogólnokształcącym nr 11 w Opolu. Liceum to ukończył w 1959 r. i w tym samym roku, po pomyślnym zdaniu egzaminów wstępnych rozpoczął studia na Wydziale Matematyki, Fizyki i Chemii na Uniwersytecie Wrocławskim. Studia te ukończył w 1964 r. po napisaniu i obronieniu pracy magisterskiej pt. „O testach nieparametrycznych".

Po uzyskaniu tytułu magistra matematyki w 1964 r. rozpoczął pracę w Instytucie Matematycznym PAN we Wrocławiu. Po ośmiu latach pracy w tym Instytucie, od 1972 r. kontynuował pracę w Zakładach Naukowo-Badawczych Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu. W 1975 r. obronił rozprawę doktorską pt. „Optymalne plany eksperymentów dla estymacji liniowej funkcji na kostce wielowymiarowej", której promotorem był prof. dr hab. Zdzisław Hellwig.

W 1993 r. opublikował monografię pt. „Statystyczne planowanie eksperymentów w zagadnieniach regresji w warunkach małej próby". Na podstawie tej publikacji, która w 1995 r. została wyróżniona nagrodą Ministra Edukacji Narodowej, uzyskał tytuł doktora habilitowanego nauk ekonomicznych. W 1997 r. uzyskał tytuł profesora nadzwyczajnego Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.

Profesor Wawrzynek otrzymał także wiele nagród rektorskich, posiada Złoty Krzyż Zasługi oraz Krzyż Kawalerski Orderu Odrodzenia Polski.

Oprócz tych oficjalnie dokumentowanych nagród i odznaczeń Profesor Wawrzynek ma nagrody o wiele ważniejsze, można by rzec – bezcenne, ma wiele ludzkiej sympatii, odwzajemnianej życzliwości, okazywanego stale szacunku, poważania, a także miłości. Ze strony zaś piszącego te słowa Profesor Wawrzynek ma również wiele wdzięczności za pomoc i wspieranie w chwilach zwątpienia i załamania w wysiłkach kształtowania profilu Katedry, dbania o jej prestiż naukowy, a także rozwój naukowy osób oddanych nie tylko nauce, ale i wspólnościowym wartościom życia społecznego. Profesor Wawrzynek nigdy pod tym względem nie miał dylematu wyboru między millowską alternatywą bycia zadowoloną świnią a niezadowolonym Sokratesem.

Profesor Wawrzynek zawsze był i jest Sokratesem. Nie tylko ta cecha wyróżnia Profesora wśród innych uczonych. Jego recenzje prac naukowych stanowią zwykle ekspertyzy w najściślejszym tego słowa znaczeniu, jak to określił jeden ze znanych statystyków. Recenzja jednej z rozpraw habilitacyjnych zajęła aż 70 (sic!) stron. Guiness prawdopodobnie nie miałby wątpliwości co do umieszczenia jej w swoim wykazie rekordów.

Profesor Wawrzynek, oprócz tego, że jest niekwestionowanym ekspertem w zarządzaniu jakością, należy też do nielicznego w Polsce grona specjalistów w zakresie planowania eksperymentów.

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Sylwetka Profesora Wawrzynka jako uczonego, jako męża, jako ojca rodziny i jako Człowieka była krótko przedstawiona w czasie specjalnej uroczystej sesji. W trakcie tej sesji wzruszającą mowę okolicznościową wygłosił prof. V. Mammitzsch. Oto ona:

Prof. Dr. Jerzy Wawrzynek: eine Würdigung aus Marburger Sicht von Volker Mammitzsch (Marburg)

Vor mehr als 25 Jahren, nämlich im Frühjahr 1981, ist Herr Wawrzynek als Teilnehmer des ersten Wissenschaftlichen Seminars Marburg-Breslau nach Marburg gekommen. Seitdem hat er an sämtlichen derartigen Veranstaltungen, sei es in Polen oder in Deutschland, teilgenommen, und es ist nur schwer vorstellbar, dass ein solches Seminar ohne ihn stattfinden könnte. Man denke nur an die vielen Dolmetscherdienste, die er dabei geleistet hat, ganz zu schweigen von seinen zahlreichen wissenschaftlichen Beiträgen! Besonders hervor zu heben sind seine Aktivitäten während des „Interregnums“ in der Statistik am Marburger Fachbereich Wirtschaftswissenschaften nach der Emeritierung von Prof. Förster und dem Tod von Prof. Birkenfeld. Durch den Einsatz von Herrn Wawrzynek konnte die Kontinuität der Zusammenarbeit Marburg-Breslau gewahrt werden, doch brachte er lange und strapaziöse Bahnreisen zum Interdisziplinären Statistik-Kolloquium nach Marburg mit sich.

Die gemeinsamen Seminare gehen zurück auf die Initiative der Kollegen Hellwig und Förster. Es wurden zunächst vor allem Probleme aus der Wirtschaftsstatistik behandelt, doch schon bald kamen die mathematischen Statistiker aus Marburg hinzu und erweiterten den Themenkreis.

Meine erste persönliche Begegnung mit Herrn Wawrzynek hatte ich anlässlich des European Meetings of Statisticians in Breslau im Sommer 1981. Ich ahnte damals noch nicht, dass ich drei Jahre später die gleiche Konferenz in Marburg organisieren würde und mir dabei die Zusammenarbeit mit den Kollegen von der Breslauer Wirtschaftsakademie bei der Einrichtung einer Sektion „Statistik in den Wirtschaftswisenschaften“ eine außerordentlich große Hilfe sein würde. Daran sei heute noch dankbar erinnert! Allein hätte ich es nicht geschafft, denn die Beziehungen zwischen den Stochastikern und den Wirtschaftsstatistikern in Deutschland waren damals ziemlich gespannt.

Etwas später reifte dann der Plan, die punktuelle Kooperation während des Seminars auf einen längeren Zeitraum auszudehnen und Herrn Wawrzynek für das ganze Wintersemester 1986/87 als wissenschaftlichen Mitarbeiter an den Fachbereich Mathematik in Marburg zu holen. Das war damals nicht ganz leicht, aber den gemeinsamen Anstrengungen des unvergessenen Herrn Förster und mir, die in Marburg zogen, und des engagierten Kollegen Hellwig, der in Breslau kräftig nachschob, gelang es schließlich, alle bürokratischen Hemmnisse zu überwinden.

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Dank seiner profunden Kenntnisse konnte sich Herr Wawrzynek ohne Schwierigkeiten in den zunächst etwas ungewohnten Betrieb eines mathematischen Instituts einbringen. Ich denke sehr gerne an diese Zeit guter Zusammenarbeit zurück.

Später hat mir Herr Wawrzynek einmal verraten, dass ihm Marburg zu seiner zweiten Heimat geworden sei. Ich habe dies als großes Kompliment aufgefasst, und es hat mich auch ermutigt, ihn im Wintersemester 2003, als durch den Weggang des Kollegen Steinebach nach Köln und die sich anschließenden langen Verhandlungen bis zur Wiederbesetzung seiner Stelle eine fühlbare Lücke entstanden war, ziemlich kurzfristig zu bitten, nunmehr als Professor eine eigene Vorlesung am Fachbereich Mathematik zu übernehmen. Obgleich dies eine ungeheuere Zusatzbelastung für ihn bedeutete, zögerte er nicht, meiner Bitte nachzukommen. Er hat uns damit sehr geholfen, und der Fachbereich Mathematik hat allen Grund, ihm dafür dankbar zu sein.

Dankbar sein müssen wir ihm aber alle für die hohen menschlichen Qualitäten, die Herr Wawrzynek in die Zusammenarbeit eingebracht hat, ohne davon ein großes Aufhebens zu machen. Auf ihn trifft genau das zu, was ich kürzlich im Internet in einer Biographie seines schlesischen Landsmannes Joseph von Eichendorff gefunden habe. Dort heißt es lapidar:

„Ein gütiger, bescheidener, warmherziger Mensch".

Kürzer und treffender kann man Herrn Wawrzynek kaum beschreiben. Und ich möchte auch behaupten, dass Eichendorffs Bekenntnis, das in dem Gedicht „Morgengebet" steht, auf unseren Herrn Wawrzynek voll und ganz zutrifft:

„Die Welt mit ihrem Gram und Glücke
Will ich, ein Pilger, frohbereit
Betreten nur wie eine Brücke
Zu dir, Herr, übern Strom der Zeit".

Lassen Sie mich zum Abschluss noch einmal Eichendorff zitieren, um meine guten Wünsche für den Ruhestand unseres Kollegen und Freundes Wawrzynek zum Ausdruck zu bringen. Im „Wanderlied der Prager Studenten" heißt es:

„Beatus ille homo
Qui sedet in sua domo
Et sedet post fornacem
Et habet bonam pacem".

Zu deutsch:

„Glücklich jener Mensch
Der in seinem Hause sitzt
Und hinterm Ofen sitzt
Und (seinen) guten Frieden hat".

Prof. Volker Mammitzsch wręczył też Profesorowi Wawrzynkowi dożywotnią nominację na koordynatora wszystkich przyszłych spotkań między statystykami z Niemiec i Polski.

Mowę okolicznościową wygłosił również Karlheinz Fleischer.

Lieber Jerzy Wawrzynek,
ich stehe zwar nicht auf der Rednerliste, muss jetzt aber trotzdem kurz das Wort ergreifen. Dabei versuche ich, mich an Mark Twain zu orientieren, der meinte: „Eine gute Rede hat einen guten Anfang und ein gutes Ende … und beide liegen dicht hintereinander".

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Als ich vor fast 7 Jahren die Abteilung Statistik übernommen habe, habe ich sehr vorschnell zugesagt, auch die von meinem leider viel zu früh verstorbenen Vorgänger, Prof. Dr. Wolfgang Förster, begründete Kooperation mit der Wirtschaftsakademie Breslau fortzuführen. Dankenswerterweise hat Herr Kollege Volker Mammitzsch dann das 1. Treffen in Marburg organisiert und ich war höchst gespannt, aber auch besorgt, denn: polnisch spreche ich noch besser nicht als englisch.

Und dann kam Jerzy Wawrzynek auf mich zu und spricht mich in bestem Deutsch an. Damit waren sofort alle Sorgen verflogen.

Seither haben 8 gemeinsame Treffen stattgefunden und obwohl es nur etwa ein Treffen pro Jahr gibt, habe ich doch mittlerweile sehr gute Freunde gewonnen.

Ich habe hinter dem Tagungsgebäude auf einer Weide Pferde gesehen. In Deutschland bezeichnet man einen sehr guten Freund, dem man voll und ganz vertrauen kann, als einen Freund, mit dem man Pferde stehlen kann.

Nun, ich kann nicht reiten und ich weiß auch sonst nicht so recht, was ich mit einem Pferd anfangen sollte, aber eines weiß ich:
sollte ich irgendwann in die Verlegenheit kommen, Pferde stehlen zu müssen, mit Jerzy Wawrzynek könnte und würde ich es bedenkenlos tun.

Die Kooperation Marburg-Breslau läuft nun seit 26 Jahren. Bei einem Treffen – so hat Jerzy Wawrzynek gestern erwähnt – sei er nicht dabei gewesen, daher sind es für ihn jetzt 25 Jahre. 25 ist eine genauso schöne runde Zahl wie die Zahl 80. Warum 80? Nun, heuer ist der Papst 80 Jahre alt geworden. Zum Dank für die lange Freundschaft und Verbundenheit und natürlich als Anreiz für Dich, auch zukünftig stets an den gemeinsamen Treffen teilzunehmen, schenken wir Dir, lieber Jerzy Wawrzynek, daher eine kleine Goldmünze, die zum 80. Geburtstag des Papstes geprägt wurde. Die Münze ist aus reinem Gold und daher etwas klein, dafür ist der Beipackzettel umso größer.

Herzlichen Dank für alles und wir alle hoffen, dass wir Dich auch zukünftig noch lange gesund und munter bei unseren Treffen begrüßen dürfen. Du bist auf jeden Fall als Teilnehmer hiermit ab sofort immer zusätzlich mit eingeladen.

Karlheinz Fleischer
Abt. Statistik
Philipps-Universität Marburg.

Prof. Josef Steinebach po wygłoszeniu swej mowy wręczył Profesorowi Wawrzynkowi odznakę Bernoulli Society, która została przyznana na ostatnim posiedzeniu tego towarzystwa naukowego o sławie światowej.

Uroczysty wieczór zakończył się uroczystą kolacją, która przebiegała w niezwykle miłej, przyjaznej i towarzyskiej atmosferze.

STATYSTYKA WCZORAJ, DZIŚ I JUTRO

Sprawozdanie z pierwszego Ogólnopolskiego Zjazdu Statystyków z okazji 95-lecia PTS

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

Witold Miszczak

Prezes Oddziału Wrocławskiego PTS

PL ISSN 1644-6739

W listopadzie 2004 r., przy okazji dorocznego zjazdu Wrocławskiego Oddziału Polskiego Towarzystwa Statystycznego, ówczesny prezes PTS prof. Czesław Domański podsunął myśl o zorganizowaniu przez Oddział Wrocławski ogólnopolskiego zjazdu statystyków. Było to w hotelu „Wrocław" i tak naprawdę, głównie ze względu na przewidywane trudności organizacyjne i koszty, nikt nawet nie myślał o tym, żeby się tego podjąć.

Tym niemniej myśl nie została zapomniana i prof. Walenty Ostasiewicz od czasu do czasu zadawał krótkie pytanie: organizujemy zjazd ogólnopolski? Przyznam się, że wtedy nie byłem przekonany do tego pomysłu, gdyż na skutek znanych trudności finansowych w PTS, gdzie trudno było nawet zorganizować walny zjazd członków Towarzystwa, nie bardzo było wiadomo, na jaką pomoc możemy liczyć.

W tym czasie Katedra Statystyki AE we Wrocławiu zorganizowała kilka poważnych konferencji ogólnokrajowych i międzynarodowych przy pewnym wsparciu finansowym ówczesnego Rektora Akademii Ekonomicznej prof. Mariana Nogi. To dawało nadzieję, że organizacja takiego zjazdu może się powieść.

W wyniku przeprowadzonych w roku 2006 wyborów zmienił się skład Rady Głównej PTS, prezesem Towarzystwa zaś został dr Kazimierz Kruszka z GUS. Do Rady Głównej PTS został wybrany m.in. prof. Walenty Ostasiewicz, który w ramach tego gremium podjął działania, by urzeczywistnić plany organizacji zjazdu statystyków. Przy wsparciu Prezesa i Rady Głównej powołano na przełomie lat 2006-2007 Komitet Organizacyjny Zjazdu w składzie:

prof. Walenty Ostasiewicz – przewodniczący, Katedra Statystyki AE we Wrocławiu,
dr Joanna Dębicka, Katedra Statystyki AE we Wrocławiu,
prof. Stanisław Heilpern, Katedra Statystyki AE we Wrocławiu,

dr Cyprian Kozyra, Katedra Statystyki AE we Wrocławiu,
mgr Wiesław Łagodziński, Główny Urząd Statystyczny,
mgr Elżbieta Małecka, Urząd Statystyczny we Wrocławiu,
dr Zofia Rusnak, Katedra Statystyki AE we Wrocławiu.

Równocześnie ukonstytuował sie Komitet Honorowy Zjazdu, w skład którego weszli:

prof. Zbigniew Czerwiński, AE w Poznaniu,
prof. Zdzisław Hellwig, AE we Wrocławiu,
prof. Jan Kordos, Główny Urząd Statystyczny,
prof. Wiesław Sadowski, SGH w Warszawie,
prof. Władysław Welfe, Uniwersytet Łódzki,
prof. Kazimierz Zając, AE w Krakowie,
prof. Ryszard Zieliński, PAN Warszawa.

Ustalono też nazwę Zjazdu na „Pierwszy Ogólnopolski Zjazd Statystyków z okazji 95-lecia PTS" i zaproponowano prof. dr. hab. Józefowi Oleńskiemu, Prezesowi Głównego Urzędu Statystycznego w Warszawie, objęcie patronatu nad zjazdem, na co została wyrażona zgoda.

Od tego momentu zaczęła się praca przedstawicieli Katedry Statystyki AE we Wrocławiu pod kierunkiem prof. Ostasiewicza, Urzędu Statystycznego we Wrocławiu pod kierunkiem pani dyrektor mgr E. Małeckiej, Rady Głównej PTS pod kierunkiem prezesa dr. Kazimierza Kruszki i Wrocławskiego Oddziału PTS przy organizacji zjazdu. Prezes PTS dr Kruszka wielokrotnie gościł we Wrocławiu, by nadzorować stan przygotowań do zjazdu i szukać rozwiązań pojawiających się problemów. Wiele razy informacje były przekazywane drogą elektroniczną. Dr Cyprian Kozyra ze współpracownikami przygotował stronę internetową zjazdu i zajął się sprawami administracyjnymi. Panie z Komitetu Organizacyjnego zadbały o wybór miejsca zjazdu spośród kilku konkurencyjnych lokalizacji. Ostateczny wybór padł na hotel „Wrocław" ze względu na jego dogodne położenie w pobliżu dworca kolejowego i centrum miasta, jak też Akademii Ekonomicznej. Pani dyrektor Urzędu Statystycznego we Wrocławiu zadbała o dogodne miejsce zakwaterowania dla kolegów z Urzędów Statystycznych z całego kraju. Pani dr Rusnak i pani dr Dębicka zadbały o oprawę zjazdu, w tym o wybór menu oraz atrakcji turystycznych w czasie wolnym od obrad.

Prof. W. Ostasiewicz wysłał zaproszenia do wszystkich statystyków pracujących w kraju nie tylko w urzędach statystycznych, ale na uczelniach wyższych i w instytutach badawczych. On też był autorem hasła zjazdu: „Statystyka wczoraj, dziś i jutro". Starał się o to, by przedstawiciele władz uczelni i województwa zaszczycili swoją obecnością i czynnym udziałem obrady zjazdu. Pozyskał też jako sponsora firmę StatSoft.

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Tak mniej więcej wyglądały przygotowania aż do historycznego momentu, gdy zjazd miał się rozpocząć. Cały czas mieliśmy wtedy do czynienia z pewnym dreszczykiem emocji wywoływanym przez pytanie: „jak to będzie?”. Wszak jest to pierwszy zjazd o nieugruntowanej renomie, jak on wypadnie, czy wszyscy znajdą wspólny język? Czy pojawią się ciekawe problemy i jaka będzie o nim opinia?

9 października 2007 r. zaczęliśmy rejestrować uczestników zjazdu. Siłami całego Komitetu Organizacyjnego, a szczególnie jego piękniejszej części, usiłowaliśmy życzliwością i uśmiechami podkreślać wagę każdego uczestnika zjazdu. Jego program obejmował 3 dni – 10, 11 i 12 października 2007 r. W momencie rejestracji każdy z uczestników otrzymał teczkę z kalendarzem na rok 2008, zaczynającym się od października 2007 r., i bogatymi materiałami dostarczonymi przez firmę StatSoft z Krakowa, popularnego dystrybutora jednego z najlepszych pakietów statystycznych STATISTICA 8. W materiałach znalazł się też Raport Techniczny Katedry Statystyki z materiałami konferencyjnymi „Statystyka wczoraj, dziś i jutro”, w którym obok programu zjazdu znalazły się streszczenia referatów jego uczestników. Materiały te otrzymaliśmy dzięki wysiłkowi prof. W. Ostasiewicza i pani Barbary Węglarskiej z Wydawnictwa AE we Wrocławiu. W materiałach zjazdu znalazła się też lista 112 uczestników zjazdu wraz z adresami reprezentowanych przez nich instytucji, w tym z adresami poczty elektronicznej. Uczestnicy zjazdu reprezentowali statystykę publiczną, uczelnie wyższe, Polską Akademię Nauk i środowisko praktyki statystycznej.

10 października 2007 r. prawie punktualnie o godz. 8.30 rozpoczęła się uroczystość otwarcia I Ogólnopolskiego Zjazdu Statystyków z okazji 95-lecia PTS. Goście specjalni zjazdu zajęli miejsca w prezydium (fot. 1 i 2). Po krótkim powitaniu uczestników prof. Ostasiewicz w szczególny sposób uhonorował dostojnych gości zjazdu, przedstawiając ich dokonania i sylwetki naukowe. Równocześnie na ekranie wyświetlano ich zdjęcia obok logo PTS (fot. 3). Następnie głos zabrał JM Rektor Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, prof. Bogusław Fiedor, który dokonał otwarcia zjazdu (fot. 4). W swoim przemówieniu wspomniał krótko o własnych doświadczeniach ze statystyką.

Po otwarciu zjazdu przewodnictwo obrad przejął wiceprezes PTS prof. M. Szreder. Pierwszy referat plenarny wygłosił prezes Głównego Urzędu Statystycznego prof. J. Oleński (fot. 5). Wyraził on zadowolenie z tego, że zjazd rozpoczął obrady, życząc wszystkim maksymalnych korzyści ze spotkania statystyków. Postulował połączenie wysiłków statystyków naukowców do wspierania zadań statystyki publicznej. Wyraził

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

też nadzieję, że zjazd statystyków od tej pory będzie się odbywać w miarę regularnie i wypracuje sobie odpowiednią pozycję wśród innych konferencji naukowych. Zwracał uwagę na konieczność opracowania kodeksu etyki statystyka i ochronę przed wypaczaniem bądź brakiem rzetelności i fachowości w przekazywaniu informacji statystycznych przez media. Ostrzegał przed pojawiającymi się próbami manipulacji. Postulował zwiększenie wysiłków na rzecz propagowania wiedzy statystycznej w społeczeństwie i wzbogacenia programów nauczania o elementy etyki statystycznej i metodologii prowadzenia badań statystycznych. Wyraził nadzieję, że wkrótce wśród członków PTS pojawią się przedstawiciele statystyki resortowej.

Kolejnym mówcą był prezes PTS dr Kazimierz Kruszka (fot. 1). Przedstawił on problemy i zamierzenia Polskiego Towarzystwa Statystycznego na tle jego bieżącej działalności. Następnie prof. Szreder udzielił głosu prof. C. Domańskiemu, który wygłosił krótki referat o historii statystyki na ziemiach polskich.

W przerwie na kawę w kuluarach można było obejrzeć wystawę dokumentów związanych z działalnością PTS oraz fotografie dawnych działaczy. Dokumenty dostarczył pan mgr Berger z GUS, który od lat kolekcjonuje archiwalia związane ze statystyką. Na wystawie pojawił się też akcent związany z działalnością Wrocławskiego Oddziału PTS. Wydaje on czasopismo „Śląski Przegląd Statystyczny", które publikuje przede wszystkim prace statystyków z obszaru Górnego i Dolnego Śląska oraz Śląska Opolskiego. Zaprezentowano tam wszystkie dotychczas wydane roczniki (fot. 7).

Po sesji inaugurującej część naukową zjazdu kontynuowane były obrady w poszczególnych sesjach tematycznych. Pierwszego dnia odbyły się trzy sesje:

1. Sesja zróżnicowana tematycznie, której przewodniczył prof. C. Domański. Prof. Danuta Strahl zaproponowała pewien sposób pomiaru ekonometrycznego innowacyjności europejskiej przestrzeni regionalnej, prowokując do dyskusji dotyczącej zaproponowanej miary. Z kolei prof. Mirosław Krzyśko dokonał oceny aktywności i wkładu do nauki światowej polskich naukowców mierzonego liczbą publikacji w czasopismach z tzw. listy filadelfijskiej (fot. 8 i 9).

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

2. Sesja, pod przewodnictwem prof. S.M. Kota, której tematem była ogólnie pojęta jakość życia. Referat plenarny na temat „Ubóstwo i wykluczenie społeczne w Polsce w układzie wojewódzkim" wygłosił prof. T. Panek. Kolejni wykładowcy mówili o sytuacji materialnej gospodarstw domowych w konfrontacji z aktywnością ekonomiczną, o zróżnicowaniu jakości życia w województwie podkarpackim. Poruszany był też problem „zwiększenia stopnia pokrycia informacyjnego w zakresie statystyki miejskiej".

3. Sesja o historii statystyki w Polsce, Polskim Towarzystwie Statystycznym i tworzeniu „Solidarności" w GUS, której przewodniczył prof. T. Panek. Mgr J. Berger przedstawił historię powstania w 1873 r. Miejskiego Urzędu Statystycznego we Wrocławiu. Referat plenarny w tej sesji nie był związany z historią statystyki. Wygłosił go prof. S.M. Kot, który zaproponował pewne miary polaryzacji ekonomicznej. Na zakończenie tego dnia obrad pani mgr B. Łazowska przedstawiła przeszłość, teraźniejszość i przyszłość Centralnej Biblioteki Statystycznej. Referat wywołał zrozumiałe poruszenie wśród uczestników zjazdu w związku z niezbyt optymistyczną wizją przyszłości.

Pierwszy dzień obrad, pełen wrażeń, wspomnień i dyskusji, zakończyła uroczysta kolacja z udziałem JM prof. Bogusława Fiedora, Rektora AE we Wrocławiu, na której toastom nie było końca (fot. 10). Punktem kulminacyjnym spotkania towarzyskiego był wjazd ogromnego tortu z pięknie prezentującym się logo Polskiego Towarzystwa Statystycznego z towarzyszącymi mu fajerwerkami. Uroczystego pokrojenia tortu dokonał prof. Fiedor (fot. 11). Podjęto też próbę nakłonienia prof. Ostasiewicza do tańca z panią dyrektor wrocławskiego US Elżbietą Małecką za cenę wygłoszenia toastu. Pani Dyrektor toast wygłosiła, a profesor zwyczajnie zrejterował, czym rozczarował żądnych wrażeń uczestników kolacji. Zabawa trwała do późnych godzin nocnych.

Następnego dnia uczestników czekały cztery sesje. Pierwszej przewodniczył prof. M. Krzyśko. Dotyczyła ona przede wszystkim problemów ze spisami ludności i harmonizacji standardów klasyfikacyjnych. Problemy te zostały przedstawione przez prof. J. Paradysza, dr hab. E. Gołatę i dr T. Śmiałowską. W referacie plenarnym prof. T. Bednarski mówił o metodologii von Misesa i wnioskowaniu statystycznym dla szeregów czasowych. Przedstawicielka US z Wrocławia, pani dr. E. Stańczyk, przedstawiła tezy swojego opracowania wykonanego dla Urzędu Statystycznego, dotyczącego problemu mierzenia konkurencyjności województwa wrocławskiego na tle pozostałych.

Prof. T. Borys przewodniczył drugiej sesji tego dnia, na której prezentowane wykłady dotyczyły problemu brakujących danych (prof. J. Zawadzki), ekonomicznych as-

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

pektów migracji zagranicznych w Polsce (dr M. Cierpiał-Wolan) i analizowania czasu funkcjonowania firmy na rynku (dr I. Markowicz i dr B. Solorz). Prof. J. Kordos w wygłoszonym referacie analizował związki między teorią a praktyką badań próbkowych w Polsce.

Prof. I. Roeske-Słomka przewodniczyła sesji dotyczącej edukacji statystycznej społeczeństwa z punktu widzenia procesu dydaktycznego i działalności naukowej, oprzyrządowania oraz przyszłości szkół wyższych. Na zakończenie tej sesji dr J. Wątroba, przedstawiciel StatSoftu, zaprezentował najnowszą wersję znanego na całym świecie i wysoko ocenianego przez fachowców pakietu statystycznego STATISTICA 8.

Po kolejnej przerwie na kawę odbyła się dyskusja plenarna na temat edukacji statystycznej społeczeństwa. Jej moderatorem był prof. Domański. Dzień zakończyła wycieczka meleksami po Wrocławiu. Pomimo chłodnej aury uczestnicy byli pod urokiem naszego miasta i tego dnia korzystali z jego atrakcji.

Piątek, 12 października, był ostatnim dniem zjazdu, w którym prezentowali swoje dokonania naukowe przede wszystkim młodzi organizatorzy konferencji. Pod przewodnictwem prof. J. Zawadzkiego wystąpiły z referatami dwie osoby: dr J. Dębicka, mówiąca o przepływach pieniężnych w ubezpieczeniach wielostanowych, i mgr A. Nikodem – z referatem o prawdopodobieństwie ruiny. Prof. W. Rybicki mówił o niepewności, prawdopodobieństwie i ryzyku. Statystyczne metody analizy zmian rynku samochodowego przedstawiła dr inż. I. Cichocka, a mgr inż. M. Dyda mówiła o próbkowaniu istotnościowym.

Przedostatniej sesji zjazdu przewodniczył prof. J. Paradysz. Wystąpiły kolejne trzy osoby reprezentujące środowisko statystyków wrocławskich. Dr E. Mazurek oceniła system podatkowy z ulgą na dzieci, dr C. Kozyra ocenił jakość usług zdrowotnych, dr B. Zmyślona zaś przedstawiła znane z literatury sposoby ankietowania osób przy istnieniu pytań drażliwych. W sesji tej wygłoszono też referat o zastosowaniu skalowania wielowymiarowego do segmentacji rynku (dr I. Bąk i dr K. Wawrzyniak) oraz zaproponowano zastosowanie analizy skupień do segmentacji zachowań przedsiębiorstw fonograficznych.

Ostatnia sesja zjazdu obejmowała pięć referatów. W pierwszym z nich dr M. Markowska, nawiązując do wcześniejszego referatu prof. D. Strahl, mówiła o pomiarze innowacyjności regionalnej. Kolejne referaty dotyczyły analizy aktywności ekonomicznej ludności województwa lubelskiego na tle Polski (dr D. Bartosińska, dr A. Jankiewicz-Siwek) oraz jakości klasyfikacji województw pod względem zanieczyszczeń środowiska naturalnego (dr A. Sompolska-Rzechuła). Dr A. Młodak przedstawił metody kompleksowej oceny własności obserwacji złożonych, a dr G. Dehnel porównała własności estymatorów typu GREG i Windsora na podstawie badania symulacyjnego.

Ostatnim akordem zjazdu było jego zamknięcie. Prezes PTS dr K. Kruszka i prof. W. Ostasiewicz serdecznie podziękowali uczestnikom zjazdu. Wysoko ocenili jakość prezentowanych wystąpień i obiecali, że wygłoszone referaty, po recenzji, będą opublikowane. Wydaje się, że o powodzeniu przedsięwzięcia zdecydowała różnorodność prezentowanych tematów, ale zjazd pokazał też, że trudno będzie utrzymać formułę braku zróżnicowania sesji ze względu na różnorakie zainteresowania uczestników.

W trakcie zjazdu poszczególne wystąpienia były fotografowane i filmowane, a wyniki tej dokumentacji zostały rozesłane do uczestników zjazdu na dwóch płytach CD. Wykonane fotografie zostały też zamieszczone na stronie internetowej PTS.

Wyrażono nadzieję, że kolejny zjazd odbędzie się najpóźniej za trzy lata. Cieszymy się, że organizacja zjazdu została życzliwie oceniona, że teraz, po przełamaniu pierwszych lodów na styku teorii i praktyki, coraz śmielej będą organizowane lokalne spotkania praktyków i teoretyków. Wszak najtrudniejszy jest zawsze pierwszy krok.

OPTYMALNE UBEZPIECZENIE OD RYZYKA UTRATY PRACY Z ELEMENTAMI UBEZPIECZENIA SOCJALNEGO I DOBROWOLNEGO*

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

Joanna Dębicka, Edyta Mazurek

Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu

PL ISSN 1644-6739

1. Wstęp

Utrata pracy jest zdarzeniem, przed którego finansowymi skutkami każdy chciałby się w możliwie najlepszy sposób zabezpieczyć. Obecnie funkcjonujący system zabezpieczenia społecznego gwarantuje osobie bezrobotnej, która spełnia określone warunki, świadczenie pieniężne, jakim jest zasiłek dla bezrobotnych. Od 1 czerwca 2005 r. zasiłek dla bezrobotnych nie przysługuje co prawda wszystkim w jednakowej wysokości, ale zależy głównie od długości okresu uprawniającego do jego pobierania. Nie zależy natomiast od wysokości dochodów osiąganych przez bezrobotnego przed utratą zatrudnienia. Oznacza to, że dwie osoby o skrajnie różnych dochodach i warunkach egzystencji mogą, po utracie pracy, otrzymywać zasiłek dla bezrobotnych w takiej samej wysokości. Dlatego osoby przyzwyczajone do pewnego komfortu życia czy też mające zobowiązania finansowe zaciągnięte w czasie posiadania pracy mogą być nieusatysfakcjonowane ową zapomogą. Dla tych osób interesujące może być dobrowolne ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy, które może nie tylko zagwarantować im dodatkowe dochody w razie utraty zatrudnienia, ale także umożliwić wydłużenie okresu pobierania świadczenia w razie przedłużającego się okresu bezrobocia.

Celem artykułu jest przedstawienie optymalnego ubezpieczenia od ryzyka utraty pracy, które uwzględnia zarówno ubezpieczenie społeczne, jak i dobrowolne. Jednoczesna analiza obu typów ubezpieczeń (społecznego i dobrowolnego) wymaga zastosowania jednolitego opisu. Dlatego w punktach 2 i 3 zaproponowano wykorzystanie modelu ubezpieczenia wielostanowego. Struktura probabilistyczna modelu oraz przepływy pie-

* Praca naukowa finansowana ze środków Komitetu Badań Naukowych w latach 2003-2005 jako projekt badawczy nr 0216/H02/2003/25.

niężne wynikające z obu ubezpieczeń przedstawione zostały w formie macierzowej wzorowanej na pracach [3, 4, 5].

W punkcie 4 sformułowano problem optymalizacji. W celu znalezienia optymalnego ubezpieczenia zaproponowano zastąpienie zasady maksymalizacji wartości oczekiwanej wynagrodzeń zasadą Bernoulliego, polegającą na maksymalizacji wartości oczekiwanej zdyskontowanej użyteczności (por. [7]). Pozwoliło to na uwzględnienie rzeczywistych zachowań ludzi w warunkach ryzyka. Natomiast zastosowanie zapisu macierzowego nie tylko umożliwia przejrzyste opisanie problemu optymalizacji, ale też ułatwia jego interpretację oraz obliczenia numeryczne, a także pozwala na łatwe zaadaptowanie go do innych ubezpieczeń wielostanowych.

Zamieszczone w punkcie 5 przykłady numeryczne zostały wykonane na podstawie danych dotyczących osób zarejestrowanych jako bezrobotne w powiecie jeleniogórskim oraz w Jeleniej Górze w latach 2000-2004.

2. Charakterystyka dobrowolnego ubezpieczenia od ryzyka utraty pracy

Dobrowolne ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy polega na tym, że ubezpieczyciel wypłaca rentę, gdy ubezpieczony ma status bezrobotnego. Świadczenia płacone są zgodnie z warunkami umowy ubezpieczenia (do momentu, gdy ubezpieczony nie znajdzie pracy albo przez ustalony w polisie okres, np. do końca okresu ubezpieczenia, lub przez 6 albo 12 miesięcy). Natomiast ubezpieczony jest zobowiązany do opłaty składek (w równych odstępach czasu, np. co miesiąc) podczas trwania umowy ubezpieczenia, gdy jest on zatrudniony.

Przyjmijmy, że warunki ubezpieczenia[1] dobrowolego reprezentowane są przez uporządkowaną piątkę parametrów (por. [6]) oznaczaną następująco:

$$\Gamma_d = [n_1, n_2, f, s, r],$$

gdzie (n_1, n_2) jest okresem odpowiedzialności ubezpieczyciela, f okresem odroczenia poprzedzającym wypłatę pierwszego świadczenia, s maksymalnym okresem płacenia renty przez ubezpieczyciela, r oznacza moment wstrzymania wypłat świadczeń.

[1] Ponieważ w artykule analizie poddano dwa rodzaje ubezpieczeń od ryzyka utraty pracy: dobrowolne i społeczne, a do opisu obu typów ubezpieczeń zastosowany został model wielostanowy, wprowadzone wielkości i oznaczenia są indeksowane literą o, gdy dotyczą ubezpieczenia społecznego (obowiązkowego), oraz literą d, gdy określone są dla ubezpieczenia dobrowolnego (dodatkowego, komercyjnego).

Z finansowego i aktuarialnego punktu widzenia analiza świadczeń i składek, które tworzą przepływy pieniężne związane z umową ubezpieczenia, dotyczy nie tylko okresu odpowiedzialności ubezpieczyciela, ale związana jest ze wszystkimi warunkami umowy. Niech więc n^{Γ_d} oznacza okres przepływów pieniężnych wynikających z warunków umowy ubezpieczenia Γ_d, który wyznaczany jest w następujący sposób:

$$n^{\Gamma_d} = \min\{n_2 + s + f - 1, r\}.$$

W modelu wielostanowym $(S^{\Gamma_d}, T^{\Gamma_d})$ określonym dla ubezpieczenia od bezrobocia (por. [5]), przestrzeń stanów S^{Γ_d} uwzględniająca warunki umowy ubezpieczenia Γ_d ma postać:

$$S^{\Gamma_d} = \{1, 2^{(1)}, 2^{(2)}, \dots, 2^{(\gamma_d)}, 3\},$$

gdzie

$$\gamma_d = \begin{cases} \min\{f + s, r\} & \text{gdy} \quad f+s \geq n_2 \\ \min\{f + s, r\} + 1 & \text{gdy} \quad f+s < n_2 \end{cases}.$$

Natomiast elementy przestrzeni stanów oznaczają, że ubezpieczony:

1 – pracuje,

$2^{(1)}$ – nie pracuje pierwszy miesiąc,

$2^{(2)}$ – nie pracuje drugi miesiąc,

$\vdots$

$2^{(f+s)}$ – nie pracuje f+s-ty miesiąc,

$2^{(f+s+1)}$ – nie pracuje f+s miesięcy,

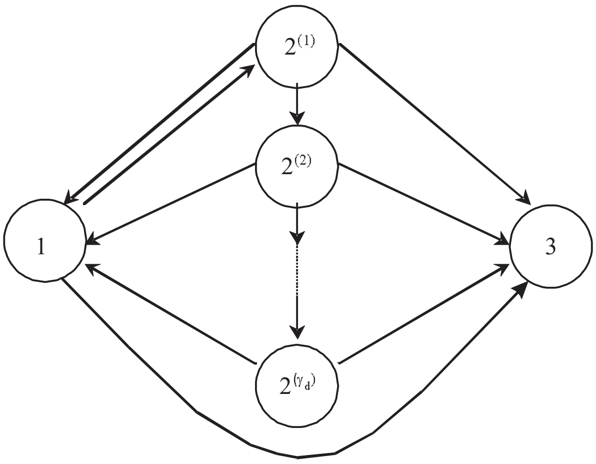
3 – umarł.

Ponadto N^{Γ_d} jest liczebnością zbioru S^{Γ_d} (w tym wypadku $N^{\Gamma_d} = 2 + \gamma_d$). Natomiast $T^{\Gamma_d} = \{(i, j) : i \neq j; i, j \in S^{\Gamma_d}\}$ oznacza zbiór wszystkich możliwych bezpośrednich przejść między stanami.

Ilustracją graficzną modelu ubezpieczenia od ryzyka utraty pracy, w którym warunki określone są przez Γ_d, jest rys. 1.

Do opisu zmian stanów od momentu zawarcia umowy ubezpieczenia używana jest funkcja czasu $\{X^{\Gamma_d}(t); t \in T\}$ będąca procesem stochastycznym przyjmującym wartości ze skończonej przestrzeni stanów S^{Γ_d} (gdzie t oznacza czas, jaki upłynął od rozpoczęcia umowy ubezpieczenia). Jeżeli $T = \{0, 1, 2, 3, \dots\}$, to $\{X^{\Gamma_d}(t); t \in T\}$ jest dyskretnym procesem stochastycznym.

Wszystkie możliwe przepływy pieniężne mogące powstać w wyniku zawarcia umowy ubezpieczenia tworzą macierz $\mathbf{C}^d \in R^{\left(n^{\Gamma_d}+1\right)\times N^{\Gamma_d}}$ (por [4, 3]), której element $c_{ki}^d = c_i^d(k)$ oznacza przepływ pieniężny realizowany w momencie $k\,(k=0,1,2,\dots,n^{\Gamma_d})$, jeżeli proces $\{X^{\Gamma_d}(t)\}$ jest w tym momencie w stanie i $(i=1,2,\dots,N^{\Gamma_d})$. Elementy macierzy $\mathbf{C}^d$ określane są na podstawie świadczeń i składek wynikających z umowy ubezpieczenia. Z punktu widzenia ubezpieczonego składki są wydatkiem pomniejszającym jego zasoby finansowe (ujemne przepływy pieniężne), natomiast świadczenia ubezpieczeniowe powiększają zasoby finansowe ubezpieczonego (dodatnie przepływy pieniężne).



Rys. 1. Schemat $(S^{\Gamma_d}, T^{\Gamma_d})$ dla ubezpieczenia od ryzyka utraty pracy

ródło: opracowanie własne.

Rozważmy ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy, w którym q_d jest rentą płaconą za okres $[k, k+1)$ $(k = n_1, n_1+1, \dots, n^{\Gamma_d}-1)$, jeżeli ubezpieczony w momencie $k+1$ jest bezrobotny. Ponadto zakładamy, że ubezpieczony ma jeszcze ponad rok do wieku emerytalnego (tzn. $x < 64$ dla mężczyzn oraz $x < 59$ dla kobiet) oraz płaci stałą składkę w wysokości a_d. Liczba składek jest równa n_2. Dla tak określonych składek i świadczeń postać macierzy $\mathbf{C}^d$ zależy od szczegółowych warunków ubezpieczenia Γ_d. Rozpatrzone zostaną trzy przykłady dobrowolnych ubezpieczeń od ryzyka utraty pracy.

Przykład 1

Rozważmy terminowe 12-miesięczne ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy, w którym renta płacona jest w czasie bezrobocia przez cały okres jego trwania, jednak nie dłużej niż do końca okresu ubezpieczenia.

Dla takiego ubezpieczenia $\Gamma_d = [0,12,0,\infty,12]$ oraz $n^{\Gamma_d} = n^{[0,12,0,\infty,12]} = 12$. Ponieważ $f + s \geq n_2$, to $\gamma_d = \min\{0+\infty, 12\} = 12$, a stąd $N^{\Gamma_d} = N^{[0,12,0,\infty,12]} = 14$. Natomiast macierz przepływów pieniężnych $\mathbf{C}_1^d \in R^{13\times 14}$ ma postać:

$$\mathbf{C}_1^d = \begin{pmatrix} -a_d & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -a_d & q_d & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -a_d & q_d & q_d & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -a_d & q_d & q_d & \dots & q_d & 0 & 0 & 0 \\ -a_d & q_d & q_d & \dots & q_d & q_d & 0 & 0 \\ 0 & q_d & q_d & \dots & q_d & q_d & q_d & 0 \end{pmatrix}.$$

Przykład 2

Rozpatrzmy terminowe 12-miesięczne ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy. Warunki ubezpieczenia umożliwiają ubezpieczonemu pobranie maksymalnie 12 rent w czasie jednego okresu bezrobocia. Ponadto renty nie mogą być wypłacone ubezpieczonemu, jeżeli osiągnie on wiek emerytalny.

Dla takiego ubezpieczenia zbiór warunków ubezpieczenia określony jest przez $\Gamma_d = [0,12,0,12,\max\{(r_0 - x)\cdot 12,0\}]$, gdzie x oznacza wiek ubezpieczonego w momencie przystąpienia do ubezpieczenia, a r_0 jest wiekiem emerytalnym. Wielkości n^{Γ_d} i N^{Γ_d} określone są następująco

$$n^{\Gamma_d} = \begin{cases} 23 & \text{gdy} \quad x < r_0 - 1 \\ 12 & \text{gdy} \quad x = r_0 - 1 \\ 0 & \text{gdy} \quad x > r_0 - 1 \end{cases} \text{ oraz } N^{\Gamma_d} = \begin{cases} 14 & \text{dla} \quad x \le r_0 - 1 \\ \\ 0 & \text{dla} \quad x > r_0 - 1 \end{cases}.$$

Natomiast macierz przepływów pieniężnych $\mathbf{C}_2^d \in R^{24\times 14}$ (dla $x < r_0 - 1$) ma postać:

$$\mathbf{C}_2^d = \begin{pmatrix} -a_d & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -a_d & q_d & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -a_d & q_d & q_d & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -a_d & q_d & q_d & \dots & q_d & 0 & 0 & 0 \\ -a_d & q_d & q_d & \dots & q_d & q_d & 0 & 0 \\ 0 & q_d & q_d & \dots & q_d & q_d & q_d & 0 \\ 0 & 0 & q_d & \dots & q_d & q_d & q_d & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & q_d & q_d & q_d & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & q_d & q_d & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & q_d & 0 \end{pmatrix}.$$

Przykład 3

Rozważmy terminowe 12-miesięczne ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy. Warunki ubezpieczenia umożliwiają ubezpieczonemu pobranie maksymalnie 6 rent w czasie jednego okresu bezrobocia. Pierwsza renta zostaje wypłacona po skończeniu pobierania przez ubezpieczonego zasiłku dla bezrobotnych, który przysługuje mu przez okres 6 miesięcy. Ponadto renty nie mogą być wypłacone ubezpieczonemu, jeżeli osiągnie wiek emerytalny.

Wtedy zbiór warunków ubezpieczenia określony jest przez $\Gamma_d = [0,12,6,6,\max\{(r_0 - x)\cdot 12,0\}]$, a n^{Γ_d} i N^{Γ_d} przyjmują takie same wartości jak w przykładzie 2.

Dla $x < r_0 - 1$ macierz $\mathbf{C}_3^d$ ma taki sam rozmiar jak macierz $\mathbf{C}_2^d$. Różni się ona od macierzy $\mathbf{C}_2^d$ jedynie tym, że w kolumnach od 2 do 7 występują same zera, tzn. $a_0 = a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = 0$, co związane jest z okresem odroczenia *f*.

3. Ubezpieczenie społeczne i wynagrodzenie

Według art. 67 ust. 2 Konstytucji RP „obywatel pozostający bez pracy nie z własnej woli i nie mający innych środków utrzymania ma prawo do zabezpieczenia społecznego, którego zakres i formę określa ustawa”. Podstawowym obligatoryjnym świadczeniem pieniężnym jest zasiłek dla bezrobotnych. W Polsce każdej osobie, która utraciła pracę i spełnia warunki określone w ustawie o zatrudnieniu i przeciwdziałaniu bezrobociu (por. [17]; m.in. opłacała składkę na Fundusz Pracy, po zarejestrowaniu się we właściwym powiatowym urzędzie pracy przysługuje prawo do zasiłku dla bezrobotnych. Działalność Funduszu Pracy opłacana jest m.in. przez obowiązkowe składki płacone przez pracodawców za zatrudnionych pracowników (obecnie 2,45% podstawy wymiaru) oraz przez osoby prowadzące działalność pozarolniczą.

W Polsce wysokość zasiłku jest stała w ciągu całego okresu pobierania. Przy czym w zależności od „okresu uprawniającego do zasiłku" bezrobotnemu może przysługiwać 80%, 100% lub 120% ustalonej kwoty podstawowej. Na okres pobierania zasiłku wpływa obecnie poziom bezrobocia na danym terenie, wiek oraz status materialny. Okres ten jest równy 6, 12 lub 18 miesięcy (por. [18]).

Analogicznie do sposobu określenia warunków w ubezpieczeniu komercyjnym przyjmijmy, że warunki ubezpieczenia społecznego opisane są przez $\Gamma_o = [n_1, n_2, f, s, r]$. W przypadku ubezpieczenia społecznego $n_1 = f = 0$, natomiast r odpowiada za liczbę miesięcy, jaka pozostała do wieku emerytalnego. Wielkość n_2 odpowiada liczbie miesięcy, które będą przedmiotem analizy, np. jeżeli analiza dotyczy jednego roku, to $n_2 = 12$. Ponadto s jest równe liczbie przysługujących pracownikowi zasiłków dla bezrobotnych.

Wielkości $\gamma_o, N^{\Gamma_o}, n^{\Gamma_o}$ wyznaczane są tak jak w przypadku ubezpieczenia dobrowolnego. Na ich podstawie określany jest model wielostanowy ubezpieczenia socjalnego $(S^{\Gamma_o}, T^{\Gamma_o})$. Dla tego modelu $\{X^{\Gamma_o}(t);\ t = 0,1,2,\dots\}$ jest dyskretnym procesem stochastycznym przyjmującym wartości z przestrzeni S^{Γ_o}.

Z punktu widzenia pracownika, na wysokość jego miesięcznych dochodów mają wpływ wynagrodzenia otrzymywane za wykonaną pracę w oraz zasiłek dla bezrobotnych q w razie pozostawania bez zatrudnienia. Na podstawie wynagrodzeń i zasiłków wyznacza się macierz przepływów pieniężnych $\mathbf{C}^o$, której postać zależy przede wszystkim od liczby przysługujących ubezpieczonemu świadczeń.

Rozważmy trzy przykłady ubezpieczenia społecznego dla osób w wieku $x < r_0 - 1$.

Przykład 4

Załóżmy, że analizowane są przepływy pieniężne wynikające ze zdarzeń zachodzących w ciągu jednego roku. Ponadto pracownikowi przysługuje zasiłek dla bezrobotnych w wysokości q przez 6 miesięcy po utracie pracy. Obecne pobory pracownika są równe w i ma on do emerytury ponad 2 lata. W takiej sytuacji $\Gamma_o = [0,12,0,6,\max\{(r_0 - x)\cdot 12,0\}]$, gdzie r_0 oznacza wiek emerytalny, a macierz $\mathbf{C}_1^o \in R^{18\times 9}$, ma następującą postać:

$$\mathbf{C}_1^o = \begin{pmatrix} w & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q & q & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q & q & q & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q & q & q & q & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q & q & q & q & q & 0 & 0 & 0 \\ w & q & q & q & q & q & q & 0 & 0 \\ w & q & q & q & q & q & q & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ w & q & q & q & q & q & q & 0 & 0 \\ 0 & q & q & q & q & q & q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & q & q & q & q & q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & q & q & q & q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & q & q & q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & q & q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & q & 0 & 0 \end{pmatrix}.$$

Przykład 5

Rozważmy sytuację analogiczną jak w przykładzie 4, z tą różnicą, że w razie utraty pracy pracownikowi przysługuje 12 świadczeń z ubezpieczenia społecznego. W takiej sytuacji $\Gamma_o = [0,12,0,12,\max\{(r_0 - x)\cdot 12,0\}]$, a macierz $\mathbf{C}_2^o \in R^{24\times 14}$ jest następująca:

$$\mathbf{C}_2^o = \begin{pmatrix} w & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q & q & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q & q & \dots & q & 0 & 0 & 0 \\ w & q & q & \dots & q & q & 0 & 0 \\ 0 & q & q & \dots & q & q & q & 0 \\ 0 & 0 & q & \dots & q & q & q & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & q & q & q & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & q & q & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & q & 0 \end{pmatrix}.$$

Przykład 6

Rozważmy sytuację analogiczną jak w przykładzie 5, z tą różnicą, że wysokość zasiłku zależy od wynagrodzenia oraz od tego, ile miesięcy minęło od momentu utraty pracy. Mamy więc, że świadczenie $q^{(i)}$ w i-tym miesiącu pozostawania bez pracy jest następujące

$$q^{(i)} = \beta^{(i)} \cdot w,$$

gdzie $i = 1, 2, \dots, \gamma_S$, a $0 < \beta^{(i)} \le 1$. Przy założeniu, że granice pokrycia straty przez świadczenie są ustalone ($a \le q \le b$), otrzymujemy

$$q^{(i)} = \max\{a, \min\{\max\{a, \beta^{(i)} w\}, \min\{\beta^{(i)} w, b\}\}\}.$$

Dla tak określonego ubezpieczenia macierz przepływów pieniężnych $\mathbf{C}_3^o \in R^{24\times 14}$ jest następująca:

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

$$\mathbf{C}_3^o = \begin{pmatrix} w & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q^{(1)} & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q^{(1)} & q^{(2)} & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w & q^{(1)} & q^{(2)} & \dots & q^{(10)} & 0 & 0 & 0 \\ w & q^{(1)} & q^{(2)} & \dots & q^{(10)} & q^{(11)} & 0 & 0 \\ 0 & q^{(1)} & q^{(2)} & \dots & q^{(10)} & q^{(11)} & q^{(12)} & 0 \\ 0 & 0 & q^{(2)} & \dots & q^{(10)} & q^{(11)} & q^{(12)} & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & q^{(10)} & q^{(11)} & q^{(12)} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & q^{(11)} & q^{(12)} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & q^{(12)} & 0 \end{pmatrix}.$$

Przy określaniu macierzy $\mathbf{C}^o$ w przykładach 4-6 nie zostały uwzględnione składki na ubezpieczenie społeczne, gdyż płaci je pracodawca i nie mają one wpływu na wysokość funduszy, jakimi dysponuje pracownik w danym miesiącu.

4. Optymalne ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy

4.1. Sformułowanie zagadnienia

Cel uzupełnienia świadczeń z ubezpieczenia socjalnego przez wykupienie dodatkowego ubezpieczenia dobrowolnego może być dwojaki. Po pierwsze, ubezpieczenie dobrowolne może być wykorzystane jako przedłużenie ubezpieczenia społecznego z tytułu bezrobocia. Wtedy świadczenia z ubezpieczenia dobrowolnego są wypłacane przez określony w polisie czas, po zakończeniu pobierania zasiłku dla bezrobotnych, gdy ubezpieczony wciąż pozostaje bez zatrudnienia. Po drugie, świadczenie z ubezpieczenia dobrowolnego może uzupełniać świadczenie z ubezpieczenia społecznego, zwiększając tym samym miesięczny dochód ubezpieczonego w okresie przebywania na bezrobociu.

W sytuacji, w której wysokość wynagrodzenia osoby oraz wysokość świadczenia z ubezpieczenia społecznego są ustalone, problem optymalizacji polega na właściwym doborze ubezpieczenia dobrowolnego, którego świadczenia i składki, przy uwzględnieniu osobistych skłonności do ryzyka ubezpieczonego, maksymalizowałyby przeciętną wysokość pieniędzy, którymi dysponuje ubezpieczony.

Wynagrodzenia z tytułu wykonywanej pracy oraz świadczenia z tytułu utraty pracy (zarówno z ubezpieczenia społecznego, jak i dobrowolnego) powiększają dochód pracownika, natomiast składki na ubezpieczenie dobrowolne zmniejszają jego dochody. Tworzą one zatem przepływy pieniężne, które są skierowane w przeciwną stronę. Ponieważ zadowolenie z posiadanych pieniędzy jest rzeczą subiektywną i zależy od stopnia awersji do ryzyka, na wysokość przepływów pieniężnych nakładana jest więc najpierw funkcja użyteczności. Z powodu tego, że przepływy pieniężne są rozłożone w czasie, kolejnym krokiem jest zdyskontowanie ich do momentu, w którym podejmowana jest decyzja o wykupieniu ubezpieczenia dodatkowego. Następnie liczona jest wartość przeciętna możliwych dochodów pracownika (ubezpieczonego). Wysokość składek i świadczeń z ubezpieczenia dodatkowego powinna być tak dobrana, aby wartość przeciętna osiągała maksimum.

Opisany sposób optymalizacji polegający na maksymalizacji wartości oczekiwanej zdyskontowanej użyteczności nazywany jest zasadą Bernoulliego (por. [7]). W przeciwieństwie do zasady maksymalizacji wartości oczekiwanej dochodów, zasada Bernoulliego pozwala na uwzględnienie rzeczywistych zachowań ludzi w warunkach ryzyka oraz zmiany wartości pieniądza w czasie.

4.2. Przestrzeń stanów i struktura probabilistyczna

W celu jednoczesnej analizy ubezpieczenia społecznego i dobrowolnego należy skonstruować taką przestrzeń stanów S^{Γ}, aby zawierała ona jednocześnie elementy przestrzeni stanów S_d^{Γ} oraz przestrzeni stanów S_o^{Γ}. Mamy więc, że $S^{\Gamma} = \{1, 2^{(1)}, 2^{(2)}, \ldots, 2^{(\gamma)}, 3\}$, gdzie $\gamma = \max\{\gamma_d, \gamma_o\}$. Oznacza to, że liczebność przestrzeni stanów S^{Γ} jest równa $N^{\Gamma} = \max\{N^{\Gamma_d}, N^{\Gamma_o}\} = 2 + \max\{\gamma_d, \gamma_o\}$, a zbiór bezpośrednich przejść między stanami ma następującą postać:

$$T^{\Gamma} = \begin{cases} T^{\Gamma_d} & \text{gdy} \quad \gamma = \gamma^d \\ T^{\Gamma_o} & \text{gdy} \quad \gamma = \gamma^o \end{cases},$$

natomiast okres przepływów pieniężnych $n^{\Gamma} = \max\{n^{\Gamma_d}, n^{\Gamma_o}\}$.

Ponadto proces stochastyczny opisujący zmianę stanów określany jest następująco:

$$\{X^{\Gamma}(t)\} = \begin{cases} \{X^{\Gamma_d}(t)\} & \text{gdy} \quad N^{\Gamma} = N^{\Gamma_d} \\ \{X^{\Gamma_o}(t)\} & \text{gdy} \quad N^{\Gamma} = N^{\Gamma_o} \end{cases}.$$

Zakłada się, że proces $\{X^{\Gamma}(t)\}$ jest niejednorodnym łańcuchem Markowa. Przy tych założeniach, w celu wyznaczenia rozkładu procesu $\{X^{\Gamma}(t)\}$ przez okres n^{Γ}, wystarczy wyznaczyć ciąg macierzy $\mathbf{Q}(0), \mathbf{Q}(1), \mathbf{Q}(2), \ldots, \mathbf{Q}(n^{\Gamma}-1)$, gdzie $\mathbf{Q}(k) = (q_{ij}(k))_{i,\, j=1}^{N^{\Gamma}}$, a $q_{ij}(k) = \mathrm{P}(X^{\Gamma}(k+1) = j | X^{\Gamma}(k) = i)$ oznacza prawdopodobieństwo przejścia procesu $\{X^{\Gamma}(t)\}$ w momencie k w pojedynczym kroku (tzn. ze stanu i w momencie k do stanu j w momencie $k+1$).

Dla dowolnej chwili k niech będzie dany następujący wektor prawdopodobieństw pobytu procesu $\{X^{\Gamma}(t)\}$ w określonym stanie

$$\mathbf{P}(k) = (p_1(k), p_2(k), \ldots, p_{N^{\Gamma}}(k))^T \in R^{N^{\Gamma}}.$$

Macierz $\mathbf{P}(0)$ określa rozkład początkowy. Ponieważ ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy zawierane jest przez osoby pracujące, to przyjmujemy, że $\mathbf{P}(0) = (1,0,0,\ldots,0)^T$. Ze względu na to, że proces $\{X^{\Gamma}(t)\}$ jest niejednorodnym w czasie łańcuchem Markowa, macierz $\mathbf{P}(k)$ można zapisać przy użyciu wektora rozkładu początkowego oraz ciągu macierzy prawdopodobieństw przejść $\mathbf{Q}(0), \mathbf{Q}(1), \mathbf{Q}(2), \ldots, \mathbf{Q}(n^{\Gamma}-1)$, w następujący sposób (por. [4]):

$$\mathbf{P}^T(k) = \mathbf{P}^T(0) \prod_{t=0}^{k-1} \mathbf{Q}(t).$$

Ponadto macierz prawdopodobieństw przebywania procesu $\{X^{\Gamma}(t)\}$ w określonym stanie podczas całego okresu przepływów pieniężnych wynikających z umowy ubezpieczenia przyjmuje postać

$$\mathbf{D} = \begin{pmatrix} \mathbf{P}(0)^T \\ \mathbf{P}(1)^T \\ \vdots \\ \mathbf{P}(n^{\Gamma})^T \end{pmatrix}.$$

4.3. Przepływy pieniężne

Niech $c_i(k)$ oznacza przepływ pieniężny realizowany w momencie k ($k = 0,1,2,\ldots,n^{\Gamma}$), jeżeli proces $\{X^{\Gamma}(t)\}$ jest w tym momencie w stanie i

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

$(i = 1, 2, \ldots, N^{\Gamma})$, mamy więc $c_i(k) = c_{X^{\Gamma}(k)=i}(k)$ oraz macierz $\mathbf{C} \in R^{(n^{\Gamma}+1) \times N^{\Gamma}}$ o elementach $c_{ki} = c_i(k)$

$$\mathbf{C} = \begin{pmatrix} c_1(0) & c_2(0) & \ldots & c_{N^{\Gamma}}(0) \\ c_1(1) & c_2(1) & \ldots & c_{N^{\Gamma}}(1) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_1(n^{\Gamma}) & c_2(n^{\Gamma}) & \ldots & c_{N^{\Gamma}}(n^{\Gamma}) \end{pmatrix}. \tag{1}$$

Macierz **C** nazywamy *macierzą dochodu*, gdzie element c_{ki} określa dochód (różnicę między przychodami a kosztami ich uzyskania) pracownika osiągany w momencie k w stanie i. W tym przypadku przychodami są wynagrodzenie i świadczenia z ubezpieczeń, a kosztami są składki. Elementy macierzy **C** określane są na podstawie przepływów pieniężnych wynikających z tego, że pracownik został objęty ubezpieczeniem społecznym oraz wykupił dobrowolne ubezpieczenie dodatkowe w następujący sposób:

$$c_i(k) = \begin{cases} c_i^d(k) + c_i^o(k) & (i = 1, 2^{(1)}, \ldots, 2^{(\min\{\gamma_d, \gamma_o\})}, 3;\ k = 0, 1, \ldots, \min\{N^{\Gamma_d}, N^{\Gamma_o}\}) \\ c_i^d(k) & (i = 2^{(\gamma_o+1)}, \ldots, 2^{(\gamma)};\ k = 0, 1, \ldots, n^{\Gamma}) \\ c_i^d(k) & (i = 1, 2^{(1)}, \ldots, 2^{(\gamma)}, 3;\ k = n^{\Gamma_o} + 1, \ldots, n^{\Gamma}) \\ c_i^o(k) & (i = 2^{(\gamma_d+1)}, \ldots, 2^{(\gamma)};\ k = 0, 1, \ldots, n^{\Gamma}) \\ c_i^o(k) & (i = 1, 2^{(1)}, \ldots, 2^{(\gamma)}, 3;\ k = n^{\Gamma_d} + 1, \ldots, n^{\Gamma}) \end{cases}$$

Jeżeli $N^{\Gamma_d} = N^{\Gamma_o}$ oraz $n^{\Gamma_d} = n^{\Gamma_o}$, to wtedy $\mathbf{C} = \mathbf{C}^o + \mathbf{C}^d$.

Rozważmy trzy warianty połączenia ubezpieczeń społecznego i dobrowolnego, w których wykorzystane zostaną ubezpieczenia opisane w przykładach 1-6.

Jednym z powodów wykupienia dodatkowego ubezpieczenia z tytułu utraty pracy jest przedłużenie okresu otrzymywania świadczenia w razie utraty zatrudnienia. Takiej sytuacji odpowiada następujący wariant połączenia ubezpieczenia społecznego i dobrowolnego.

Wariant 1

Załóżmy, że pracownikowi przysługuje zasiłek z tytułu pozostawania bez zatrudnienia przez okres 6 miesięcy, a chciałby mieć w razie utraty pracy zapewnione dochody przez okres jednego roku. Wtedy może wykupić ubezpieczenie dobrowolne ze świadczeniem wypłacanym, jeżeli pozostaje bez pracy dłużej niż 6 miesięcy (maksymalnie 12 miesięcy). Sytuacji tej odpowiada połączenie ubezpieczenia socjalnego opisanego w przykładzie 4 i ubezpieczenia dobrowolnego opisanego w przykładzie 3. W tym przypadku przepływy pieniężne określone są przez macierz dochodu $\mathbf{C}_1 = \mathbf{C}_1^o + \mathbf{C}_3^d \in R^{24\times 14}$.

Innym powodem połączenia ubezpieczenia dobrowolnego ze społecznym może być zagwarantowanie wyższych świadczeń z tytułu pozostawania bez pracy. Sytuacja tego typu została opisana w poniższych wariantach.

Wariant 2

Rozważmy sytuację pracownika, któremu w razie utraty pracy przysługuje zasiłek z tytułu pozostawania bez zatrudnienia przez okres 12 miesięcy. Wysokość zasiłku nie jest jednak wystarczająca na prowadzenie przez niego życia na niezmienionym poziomie. Wtedy może on wykupić ubezpieczenie dobrowolne z gwarancją, że w razie utraty pracy świadczenie wypłacane będzie przez okres jednego roku. Sytuacji tej odpowiada połączenie ubezpieczenia socjalnego opisanego w przykładzie 5 i ubezpieczenia dobrowolnego opisanego w przykładzie 2. W tym przypadku przepływy pieniężne zostały określone w macierzy dochodu $\mathbf{C}_2 = \mathbf{C}_2^o + \mathbf{C}_2^d \in R^{24\times 14}$.

Wariant 3

Rozważmy sytuację pracownika taką samą, jak opisana w wariancie 2, z tą różnicą, że wysokość zasiłków w razie utraty pracy jest zróżnicowana. Sytuacji tej odpowiada połączenie ubezpieczenia socjalnego opisanego w przykładzie 6 i ubezpieczenia dobrowolnego opisanego w przykładzie 2. W tym przypadku przepływy pieniężne zostały określone w macierzy dochodu $\mathbf{C}_3 = \mathbf{C}_3^o + \mathbf{C}_2^d \in R^{24\times 14}$.

4.4. Funkcja użyteczności

Panuje powszechne przekonanie, że większość ludzi przejawia wyraźną niechęć do ryzyka, która zależy od ich stanu posiadania i od tego, ile mogą stracić. Jednym z przejawów tego zjawiska jest dążenie do ubezpieczenia się, tzn. do kupowania ubezpieczenia poprzez sprzedaż ryzyka. Jeżeli założymy, że obserwujemy zachowanie się pewnej mądrej osoby, która podejmuje decyzję o wyborze (lub nie) ubezpieczenia, a jej preferencje spełniają aksjomaty teorii von Neumanna i Morgensterna (por. [10]), to z tej teorii wynika, że osoba ta postępuje tak, jakby posługiwała się funkcją użyteczności $u(\cdot)$ określoną na zbiorze jej dochodów. Zgodnie z teorią postawa takiej osoby wobec ryzyka związana jest z postacią funkcji użyteczności. Dla osób unikających ryzyka (asekurantów) funkcja użyteczności jest wklęsła, czyli $u''(\cdot) < 0$. Zwolennicy ryzyka posiadają wypukłą funkcję użyteczności, tzn. $u''(\cdot) > 0$. Natomiast dla osób neutralnie podchodzących do ryzyka $u''(\cdot) = 0$. Ponadto niezależnie od postawy osoby wobec ryzyka funkcja $u(\cdot)$ jest niemalejąca oraz w zerze przyjmuje wartość zero.

Uwzględniając przekonanie, że osoba ubezpieczająca się przejawia niechęć do ryzyka, w literaturze aktuarialnej często przyjmuje się, że

$$u(x) = \log(\alpha + x),$$

gdzie α jest pewną stałą, a x dochodem ubezpieczonego.

Niech $u(c_{ki}) = u(c_i(k))$ będzie użytecznością przepływu pieniężnego realizowanego w momencie k $(k = 0,1,2,\dots,n^\Gamma)$, jeżeli proces $\{X^\Gamma(t)\}$ jest w tym momencie w stanie i $(i = 1,2,\dots,N^\Gamma)$. Ponadto $u(\mathbf{C}) \in R^{(n^\Gamma+1)\times N^\Gamma}$ będzie następującą macierzą:

$$u(\mathbf{C}) = \begin{pmatrix} u(c_1(0)) & u(c_2(0)) & \dots & u(c_{N^\Gamma}(0)) \\ u(c_1(1)) & u(c_2(1)) & \dots & u(c_{N^\Gamma}(1)) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ u(c_1(n^\Gamma)) & u(c_2(n^\Gamma)) & \dots & u(c_{N^\Gamma}(n^\Gamma)) \end{pmatrix}.$$

4.5. Ubezpieczenie optymalne

Niech C oznacza sumę dochodów pracownika realizowanych do momentu n^Γ

$$C = \sum_{k=0}^{n^\Gamma} c_{X(k)}(k).$$

Wówczas łączna użyteczność dochodów pracownika do momentu n^Γ określona jest następująco:

$$u(C) = \sum_{k=0}^{n^\Gamma} u(c_{X^\Gamma(k)}(k)).$$

Załóżmy, że kapitalizacja odbywa się na koniec każdego miesiąca. Funkcja dyskontująca $\upsilon(k)$ oznacza aktualną wartość jednej jednostki (1 j.p.) płaconej w momencie k. Rozpatrzone zostaną dwa przypadki stopy procentowej: stała i zmienna. Jeżeli stopa procentowa $\mathbf{i}$ jest ustalona i stała dla $k = 0,1,\dots, n^{\Gamma}$, wtedy $\upsilon(k) = \upsilon^k = \left(\frac{1}{1+\mathbf{i}}\right)^k$. Natomiast jeśli $Y(k)$ oznacza stopę procentową na odcinku czasu $[0,k]$, wtedy $\upsilon(k) = e^{-Y(k)}$.

Aktualna wartość Z łącznej użyteczności dochodów pracownika ma postać:

$$Z = \sum_{k=0}^{n^{\Gamma}} u(c_{X^{\Gamma}(k)}(k))\upsilon(k).$$

Zauważmy, że aktualna wartość $Z = Z_{X^{\Gamma}}$ jest zmienną losową, której rozkład zależy od rozkładu procesu $\{X^{\Gamma}(t)\}$, a także – w przypadku zmiennej stopy procentowej – od rozkładu $Y(t)$.

Niech l oznacza l-tą osobę w grupie liczącej L osób, której odpowiada proces $\{X_l^{\Gamma}(t)\}$. Przy założeniu, że zmienne losowe X_l^{Γ} dla $l = 1,2,3,\dots$ są niezależne o jednakowym rozkładzie oraz funkcja dyskontująca $\upsilon(k)$ jest ustalona, przeciętna wartość zdyskontowanej łącznej użyteczności dochodów pracownika jest następująca:

$$\mathrm{E}(Z) = \mathrm{E}\left(\sum_{k=0}^{n^{\Gamma}} u(c_{X^{\Gamma}(k)}(k)\upsilon(k))\right) = \sum_{k=0}^{n^{\Gamma}} \mathrm{E}(u(c_{X^{\Gamma}(k)}(k))\upsilon(k)) =$$
$$= \sum_{k=0}^{n^{\Gamma}} \sum_{i=1}^{N^{\Gamma}} u(c_i(k)) p_i(k)\upsilon(k).$$

W przypadku stopy procentowej modelowanej przez proces stochastyczny zakłada się, że $Y(t)$ oraz $X_1, X_2, \dots, X_L$ spełniają następujące założenia:

Z1 Zmienne losowe X_l dla $l = 1,2,3,\dots$ są niezależne o jednakowym rozkładzie.

Z2 Pod warunkiem, że znane są wartości procesu stopy procentowej $Y(t)$ dla $t = 0,1,\dots, n$, zmienne losowe Z_l są niezależne o jednakowym rozkładzie.

Z3 Zmienne losowe X_l $(l = 1,2,3,\dots)$ oraz $Y(t)$ są niezależne.

Z4 Wszystkie momenty losowej funkcji dyskontującej $e^{-Y(t)}$ są skończone.

Wtedy przeciętną wartość zdyskontowanej łącznej użyteczności dochodów pracownika oblicza się w następujący sposób:

$$\mathrm{E}(Z) = \mathrm{E}\left(\sum_{k=0}^{n^\Gamma} u(c_{X^\Gamma(k)}(k))e^{-Y(t)}\right) = \sum_{k=0}^{n^\Gamma} \mathrm{E}(u(c_{X^\Gamma(k)}(k))e^{-Y(t)}) =$$

$$= \sum_{k=0}^{n^\Gamma} \mathrm{E}(e^{-Y(t)}) \sum_{i=1}^{N^\Gamma} u(c_i(k)) p_i(k).$$

Można pokazać, że (por. [3, 4])

$$\mathrm{E}(Z) = \begin{cases} \mathbf{V}^T Diag\left(u(\mathbf{C}) \cdot \mathbf{D}^T\right)\mathbf{S} & \text{gdy} \quad \upsilon(k) = \upsilon^k \\ \mathbf{M}^T Diag\left(u(\mathbf{C}) \cdot \mathbf{D}^T\right)\mathbf{S} & \text{gdy} \quad \upsilon(k) = e^{-Y(k)} \end{cases}, \tag{2}$$

gdzie $\mathbf{S} = (1,1,\ldots,1)^T \in R^{N^\Gamma}$, $\mathbf{V} = (\upsilon^0, \upsilon^1, \ldots, \upsilon^{n^\Gamma})^T$, $\mathbf{M} = (\mathrm{E}(e^{-Y(0)}), \mathrm{E}(e^{-Y(1)}), \ldots, \mathrm{E}(e^{-Y(n^\Gamma)}))^T$ oraz $Diag(\mathbf{B})$ jest macierzą diagonalną, której elementami przekątnej są elementy przekątnej kwadratowej macierzy **B**.

Zauważmy, że w analizowanych wariantach ubezpieczenia od bezrobocia przeciętna wartość zdyskontowanej łącznej użyteczności pracownika zależy od otrzymywanego wynagrodzenia w, aktualnie obowiązującego zasiłku dla bezrobotnych q, składki na dobrowolne ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy a_d oraz od otrzymywanego świadczenia z dodatkowego ubezpieczenia q_d. Ponieważ przeciętną wartość zdyskontowanej łącznej użyteczności dochodów oznacza się symbolem $U(\cdot)$ (por. [1]), to dla ubezpieczenia od bezrobocia mamy

$$\mathrm{E}(Z) = U(w, q, q_d).$$

Wielkość a_d została pominięta, gdyż dla każdego świadczenia q_d składka ubezpieczeniowa a_d wyznaczana jest w sposób jednoznaczny z zasady równoważności (gwarantującej, że ubezpieczyciel nie straci, zawierając ubezpieczenie), którą można zapisać w następujący sposób (por. [3, 4]):

$$0 = \begin{cases} \mathbf{V}^T Diag\left(\mathbf{C}^d \cdot \mathbf{D}^T\right)\mathbf{S} & \text{gdy} \quad \upsilon(k) = \upsilon^k \\ \mathbf{M}^T Diag\left(\mathbf{C}^d \cdot \mathbf{D}^T\right)\mathbf{S} & \text{gdy} \quad \upsilon(k) = e^{-Y(k)} \end{cases}. \tag{3}$$

Zgodnie z regułą Bernoulliego (przy założeniu, że funkcja użyteczności ma postać $u(x) = \log(\alpha + x)$), stosowaną przy podejmowaniu decyzji w warunkach niepewności, należy wybrać takie ubezpieczenie, którego oczekiwana wartość łącznej użyteczności przepływów pieniężnych jest największa (por. [7; 10]). Wobec tego optymalne ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy polega na takim określeniu wysokości świadczenia z ubezpieczenia dobrowolnego, które przy danym wynagrodzeniu i zasiłku dla bezrobotnych maksymalizuje oczekiwaną łączną użyteczność dochodów przy założeniu, że w stosunku do ubezpieczenia dobrowolnego spełniona jest zasada równoważności. Problem ten może być sformułowany następująco:

$$\max_{q_d} U(w, q, q_d), \tag{4}$$

jeśli spełnione jest równanie (3) oraz $U(w, q, q_d)$ dana jest wzorem (2).

Istnieje możliwość, aby przeciętna łączna zdyskontowana użyteczność dochodów pracownika w wyrażeniu (4) była maksymalizowana również względem q i w (por. [1]). Wymaga to jednak wyznaczenia dwóch dodatkowych warunków. Pierwszy z nich związany jest z zasadami określania świadczeń i składek w ubezpieczeniu społecznym. Zgodnie z nim świadczenia i składki z ubezpieczenia społecznego muszą spełniać zasadę równoważności (lub w inny sposób zależeć od siebie). Drugi warunek dotyczy pracodawcy, mianowicie przeciętna użyteczność pracodawcy zatrudniającego pracownika (uwzględniająca wydajność pracy pracownika, jego wynagrodzenie i składkę na ubezpieczenie społeczne) nie może być niższa niż użyteczność pracodawcy, gdy nie zatrudnia pracownika. W tej sytuacji oba warunki, przez składkę na ubezpieczenie społeczne, wiążą ze sobą wynagrodzenie i zasiłek dla bezrobotnych.

W Polsce wysokość zasiłku dla bezrobotnych nie zależy od wysokości wynagrodzenia, a przez to nie jest związana z wysokością składki przeznaczonej na ubezpieczenie społeczne. Dlatego problem optymalizacji, polegający na maksymalizowaniu $U(w, q, q_d)$ ze względu na wszystkie trzy parametry, został pominięty.

W kolejnym punkcie podjęta została próba weryfikacji empirycznej opisanego sposobu modelowania problemu optymalizacji ubezpieczenia od ryzyka utraty pracy na podstawie danych z lat 2000-2004.

5. Analiza ubezpieczenia optymalnego

5.1. Charakterystyka danych

Rozważmy grupę osób, w której każda scharakteryzowana jest przez następujące cechy: wiek, płeć (mężczyzna, kobieta), znajomość języków obcych, miejsce zamieszkania (miasto, wieś), wykształcenie (podstawowe, zawodowe, średnie, wyższe), liczba dzieci (co najwyżej dwoje, minimum troje), stan zdrowia (inwalida bądź nie), sekcja zatrudnienia (według Polskiej Klasyfikacji Działalności). Ponadto zakładamy, że wszystkie analizowane osoby posiadają prawo do zasiłku dla bezrobotnych (tylko te osoby mogą wykupić dobrowolne ubezpieczenie). Wymienione cechy mają istotny wpływ na określanie prawdopodobieństw w macierzy **Q** (por. [5; 9]). W przykładach wykorzystano prawdopodobieństwa znalezienia pracy oszacowane na podstawie danych dotyczących osób zarejestrowanych jako bezrobotne w latach 2000-2004, zamieszkujących Jelenią Górę i powiat jeleniogórski (por. [9]). Natomiast prawdopodobieństwa straty pracy wyznaczono, opierając się na danych z roczników statystycznych z lat 2003-2004 (por. [11; 12; 13; 14; 15]). Wybrane zostały trzy sekcje, które w powiecie jeleniogórskim charakteryzują się brakiem sezonowości: H – hotele i restauracje, J – pośrednictwo finansowe, N – służba zdrowia i opieka społeczna.

Wysokości przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto zostały określone dla każdej sekcji zatrudnienia indywidualnie na podstawie danych z roku 2003 (por. [14]) i są równe odpowiednio: $\overline{w}_H = 1457{,}12$, $\overline{w}_J = 3916{,}37$, $\overline{w}_N = 1804{,}31$. Ponadto ze względu na to, że od września 2003 r. podstawowa kwota zasiłku dla bezrobotnych wynosi 503,20 zł, przyjęto, że $q = 503{,}20$ zł.

Zgodnie z regułą Bernoulliego oraz powszechnym mniemaniem, że osoba ubezpieczona przejawia awersję do ryzyka, przyjęto, że $u(x) = \log(\alpha + x)$. Parametr α został tak dobrany, aby funkcja użyteczności zerowała się w zerze, czyli $u(x) = \log(1 + x)$.

W przypadku stałej stopy procentowej przyjmować będziemy, że miesięczna stopa procentowa **i** jest równa 0,003274, co daje roczną stopę procentową w wysokości 4%. Natomiast w przypadku zmiennej stopy procentowej zakładamy, że $Y(t)$ jest gaussowskim procesem stochastycznym o stacjonarnych przyrostach i dodatnim dryfie. Ponadto przyjmijmy, że średnia roczna stopa procentowa μ_R wynosi 0,04, a zmienność σ_R opisująca fluktuacje stopy procentowej wokół μ_R jest równa $\sqrt{0{,}005}$. Rozpatrzmy dwa (stosowane w analizie ubezpieczeń) specjalne przypadki procesu $Y(t)$. Pierwszy z nich zakłada, że proces $Y(t)$ modelowany jest przez proces Wienera $W(t)$, a wtedy (por. [2]) $Y(t) = Y_W(t) = 0{,}006455W(t) + 0{,}003333t$. W drugim przypadku zakłada się, że proces $Y(t)$ modelowany jest przez proces Orsteina-Uhlenbecka, a wówczas (por. [2]) $Y(t) = Y_{OU}(t) = 0{,}001895\int_0^t U(s)ds + 0{,}003333t$, gdzie $\{U(s), s \geq 0\}$ jest procesem Orsteina-Uhlenbecka z funkcją kowariancji $R(t) = e^{-0{,}008333t}$. Określenie elementów macierzy **M** znaleźć można w [2] w lemacie 1 dla $Y_W(t)$ oraz w lemacie 2 dla $Y_{OU}(t)$.

Analiza numeryczna warunku (3) pokazuje (por. [6]), że w roku 2003, niezależnie od typu ubezpieczenia dobrowolnego (przy ustalonym wieku, płci i sekcji zatrudnienia), najniższe składki za ubezpieczenie dobrowolne zapłaciłyby osoby, które: znają co najmniej jeden język obcy, mieszkają w mieście, mają wykształcenie średnie, co najwyżej 2 dzieci i są inwalidami. Natomiast najwyższe składki za ubezpieczenie musiałyby zapłacić osoby, które nie znają żadnego języka obcego, mieszkają na wsi, mają wykształcenie zawodowe, posiadają co najmniej 3 dzieci i nie są inwalidami. Niech zespół cech określających osoby, którym przysługiwałaby najniższa składka, oznaczony będzie przez zc_{min}, a zespół cech określających osoby, którym przysługiwałaby najwyższa składka oznaczony będzie przez zc_{max}. Niezależnie od zc_{min} i zc_{max} osoby starsze zapłaciłyby wyższą składkę niż osoby młodsze, kobiety wyższą składkę niż mężczyźni. Ponadto wysokość składki w istotny sposób zależy od sekcji zatrudnienia.

Wszystkie wykonane w następnych punktach przykłady numeryczne dotyczą osób o cechach oznaczonych przez zc_{min} lub zc_{max}.

5.2. Analiza ubezpieczenia optymalnego dla wariantu 1 i wariantu 2

Załóżmy, że pracownikiem poszukującym dodatkowego ubezpieczenia będzie osoba w wieku 40 lat zatrudniona w sekcji N. Przyjmijmy, że jej zarobki są takie same jak przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w sekcji N. W tab. 1 zamieszczone zostały wysokości świadczeń i składek za ubezpieczenie optymalne dla wariantu 1 i wariantu 2, w zależności od płci i zespołu cech określających osobę. Obliczeń dokonano przy założeniu, że stopa procentowa jest stała.

Tabela 1. Ubezpieczenie optymalne a płeć i zespół cech charakteryzujących ubezpieczonego

Charakterystyka ubezpieczonego		Wariant 1		Wariant 2	
Płeć	Cechy	q_d	a_d	q_d	a_d
Kobieta	zc_{min}	1775,96	28,35	1239,93	61,18
	zc_{max}	1767,16	37,15	1229,90	71,21
Mężczyzna	zc_{min}	1798,73	5,58	1286,79	14,32
	zc_{max}	1797,02	7,29	1284,50	16,61

ródło: obliczenia własne.

Optymalne świadczenia z dodatkowego ubezpieczenia, niezależnie od charakterystyki osoby ubezpieczającej się, są zdecydowanie wyższe dla wariantu 1 niż dla wariantu 2. Różnica ta wynika z warunków ubezpieczenia społecznego Γ_s, a bezpośrednim powodem jest maksymalna liczba możliwych świadczeń s. Mianowicie świadczenie w wariancie 2 jest niższe, gdyż przez 12 miesięcy pozostawania na bezrobotnym ubezpieczony otrzymuje podwójne świadczenie: z ubezpieczenia społecznego oraz dobrowolnego. Natomiast w przypadku wariantu 1 ubezpieczony otrzymuje przez pierwszą połowę okresu bezrobocia tylko świadczenie z ubezpieczenia społecznego, a przez drugą połowę tylko z ubezpieczenia dodatkowego. Oznacza to, że między 7 a 12 miesiącem trwania na bezrobociu świadczenie z ubezpieczenia dobrowolnego jest jedynym źródłem dochodu ubezpieczonego, musi więc być wyższe niż w sytuacji opisanej w wariancie 1.

Drugą zaobserwowaną zależnością wynikającą z warunków ubezpieczenia dobrowolnego jest fakt, że składki za ubezpieczenie w przypadku wariantu 2 są wyższe od analogicznych składek wyznaczonych dla wariantu 1. Bezpośrednim powodem jest maksymalna liczba możliwych świadczeń s w zbiorze warunków Γ_d. W przypadku wariantu 1 ubezpieczony może liczyć maksymalnie na 6 świadczeń, a w przypadku wariantu 2 na 12 świadczeń. Dlatego składki za ubezpieczenie w wariancie 1 są o ok. 50% tańsze niż w wariancie 2.

W obrębie każdego wariantu zróżnicowanie wysokości świadczenia jest zdecydowanie mniejsze niż zróżnicowanie wysokości składek. W każdym przypadku składki dla kobiet są wyższe niż dla mężczyzn. Przy czym dla obu płci wyższe składki opłacają osoby scharakteryzowane przez zespół cech zc_{max}.

Niech osobą poszukującą dodatkowego ubezpieczenia będzie mężczyzna o zespole cech zc_{min}, oraz kobieta o zespole cech zc_{max}, zatrudnieni w sekcji H, których zarobki kształtują się na poziomie przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia w tej sekcji. W tab. 2 zamieszczono wysokości świadczeń i składek za ubezpieczenie optymalne dla wariantu 2, w zależności od wieku ubezpieczonego. Obliczeń dokonano przy założeniu, że stopa procentowa jest stała.

Okazuje się, że zarówno dla kobiet, jak i dla mężczyzn wysokość optymalnego świadczenia maleje wraz z wiekiem osoby ubezpieczającej się, natomiast wielkość składki rośnie. Ponadto optymalne świadczenia dla kobiet są nieco niższe niż dla mężczyzn, natomiast składki są zdecydowanie wyższe.

Tabela 2. Ubezpieczenie optymalne a wiek ubezpieczonego (wariant 2)

Wiek	Mężczyzna		Kobieta	
	q_d	a_d	q_d	a_d
20	938,96	14,97	919,89	34,03
30	937,12	16,80	916,71	37,21
40	935,28	18,64	913,64	40,28
50	933,50	20,42	910,77	43,16

ródło: obliczenia własne.

Kolejne rozważania dotyczą kobiety w wieku 40 lat, o zespole cech zc_{max}, której zarobki kształtują się na poziomie 2000 złotych. W tab. 3 zamieszczono wysokości świadczeń i składek za ubezpieczenie optymalne dla wariantu 1 i wariantu 2, w zależności od sekcji zatrudnienia. Obliczeń dokonano przy założeniu, że stopa procentowa jest stała.

Tabela 3. Ubezpieczenie optymalne a sekcja zatrudnienia

Sekcja zatrudnienia	Wariant 1		Wariant 2	
	q_d	a_d	q_d	a_d
H	1968,51	31,50	1433,60	63,21
J	1948,36	51,65	1395,02	101,78
N	1958,82	41,18	1414,88	81,92

ródło: obliczenia własne.

Ponieważ założono, że wszystkie rozpatrywane w tym przykładzie osoby, niezależnie od sekcji zatrudnienia, zarabiają 2000 zł, to zróżnicowanie w wysokości świadczenia dla każdego wariantu oddzielnie jest niewielkie i wynosi 1%. Natomiast zróżnicowanie wysokości składki dla wariantu 1 wynosi 24%, a dla wariantu 2 – 23%. W przypadku obu wariantów ubezpieczenia najwyższą składkę płacą osoby zatrudnione w sekcji pośrednictwo finansowe (J), a najniższą osoby, które pracują w zawodzie zaklasyfikowanym według PKD do sekcji hotele i restauracje (H). Rodzaj wykonywanego zawodu ma istotny wpływ na wysokość składki.

W kolejnym przykładzie rozpatrzony został wpływ modelu stopy procentowej na wysokość świadczenia w ubezpieczeniu optymalnym. Niech osobą poszukującą dodatkowego ubezpieczenia będzie mężczyzna w wieku 40 lat, o zespole cech zc_{max}, zatrudniony w sekcji J, którego zarobki kształtują się na poziomie przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia w sekcji J. W tab. 4 zamieszczono wysokości świadczeń i składek za ubezpieczenie optymalne dla wariantu 1 i wariantu 2, w zależności od modelu stopy procentowej.

Tabela 4. Ubezpieczenie optymalne a model stopy procentowej

Stopa procentowa	Wariant 1		Wariant 2	
	q_d	a_d	q_d	a_d
Stała	3878,13	38,25	3309,22	103,96
$Y_W(t)$	3878,14	38,23	3309,23	103,94
$Y_{OU}(t)$	3878,13	38,24	3309,23	103,94

ródło: obliczenia własne.

Zauważmy, że zastosowanie modeli stopy krótkoterminowej $(Y_W\ (t),\ Y_{OU}\ (t))$ do obliczania składki netto oraz świadczenia w ubezpieczeniu optymalnym nie zmienia wysokości obliczanych wielkości w stosunku do tych wyznaczonych przy założeniu stałej stopy procentowej. Oznacza to, że w przypadku rozważanych w tej pracy ubezpieczeń wybór modelu stopy procentowej nie ma wpływu na określenie ubezpieczenia optymalnego.

5.3. Analiza ubezpieczenia optymalnego dla wariantu 3

Do analizy ubezpieczenia optymalnego w wariancie 3 wybrano przypadek zróżnicowania zasiłku dla bezrobotnych proponowany w pracy [16, s. 196], na podstawie którego

$$\beta^{(i)} = \begin{cases} 0{,}7 & \text{dla} \quad i = 2^{(1)}, 2^{(2)}, 2^{(3)} \\ 0{,}5 & \text{dla} \quad i = 2^{(4)}, \ldots, 2^{(9)} \\ 0{,}4 & \text{dla} \quad i = 2^{(10)}, 2^{(11)}, 2^{(12)} \end{cases},$$

a wysokość świadczenia nie może przekraczać średniego wynagrodzenia $\overline{w}$, ale nie może być niższa niż $\frac{1}{3}\overline{w}$ (tzn. granice pokrycia straty przez świadczenie są następujące $\frac{1}{3}\overline{w} \le q \le \overline{w}$). W tej sytuacji

$$q^{(i)} = \max\left\{\frac{1}{3}\overline{w}, \min\left\{\max\left\{\frac{1}{3}\overline{w}, \beta^{(i)} r\right\}, \min\{\beta^{(i)} w, \overline{w}\}\right\}\right\}.$$

Załóżmy, że osobą poszukującą dodatkowego ubezpieczenia będzie mężczyzna o zespole cech zc_{min} oraz kobieta o zespole cech zc_{max} ,oboje w wieku 40 lat i oboje zatrudnieni w sekcji H. W tab. 5 zamieszczono wysokości świadczeń i składek za ubezpieczenie optymalne dla wariantu 3 w zależności od wysokości zarobków, przy założeniu, że stopa procentowa jest stała.

Tabela 5. Ubezpieczenie optymalne a wysokość wynagrodzenia (wariant 3)

Wysokość zarobków	Mężczyzna		Kobieta	
	q_d	a_d	q_d	a_d
1000	424,55	8,46	427,53	18,85
2000	860,30	17,15	880,09	38,80
3000	1545,15	30,80	1527,85	67,36
4000	2493,19	49,70	2435,50	107,38
5000	3473,65	69,24	3393,28	149,61
6000	4454,10	88,78	4351,05	191,84

ródło: obliczenia własne.

Im wyższe jest dla obu płci otrzymywane wynagrodzenie, tym wyższe świadczenie optymalne. Tak znaczny wzrost optymalnego wynagrodzenia dla najwyższych zarobków spowodowany jest ograniczeniem świadczenia z ubezpieczenia społecznego, które w tym przypadku nie może przewyższać średniego wynagrodzenia w zatrudnionej sekcji. W rozpatrywanej sekcji hotele i restauracje średnie wynagrodzenie w badanym okresie wynosiło 1457,12 zł, a więc zdecydowanie mniej niż najwyższe zarobki prezentowane w tab. 5. Odpowiednio wyższemu wynagrodzeniu odpowiada wyższa składka.

Do analizy numerycznej wybrana została kobieta charakteryzująca się zespołem cech, które gwarantują maksymalną wysokość składki w ubezpieczeniu komercyjnym, oraz mężczyzna, którego zespół cech gwarantuje minimalną składkę w ubezpieczeniu. Uwzględniając fakt, że kobiety zawsze płacą wyższą składkę niż mężczyźni, w kolumnie 3 i kolumnie 5 tab. 5 wyznaczono zakres wysokości możliwych składek dla określonego wynagrodzenia. Zwłaszcza przy wynagrodzeniu w wysokości 6000 zł (i niewiele różniącym się świadczeniu z ubezpieczenia dobrowolnego) składka dla kobiet może być przeszło dwukrotnie wyższa niż składka dla mężczyzn.

6. Podsumowanie

W artykule przedstawiono koncepcję optymalnego ubezpieczenia od ryzyka utraty pracy dla tych osób, które dodatkowo chciałyby zabezpieczyć się przed skutkami utraty pracy. Zaproponowany model uwzględnia zarówno ubezpieczenie społeczne, jak i dobrowolne. Do jednoczesnej analizy obu typów ubezpieczeń (społecznego i dobrowolnego) wykorzystany został model ubezpieczenia wielostanowego. Struktura probabilistyczna modelu oraz przepływy pieniężne wynikające z obu ubezpieczeń przedstawione zostały w formie macierzowej. Optymalność ubezpieczenia polega na maksymalizacji wartości oczekiwanej zdyskontowanej użyteczności. Wprowadzono reprezentację macierzową opisu problemu optymalizacji, która nie tylko znacznie ułatwiła obliczenia numeryczne, ale przede wszystkim umożliwiła czytelniejszy zapis i interpretację problemu.

Zaprezentowane przykłady numeryczne wskazują na dużą zależność optymalnej wypłaty od aktualnie obowiązującego systemu zasiłków wypłacanego z Funduszu Pracy. Im większy zasiłek przysługuje zarejestrowanym w urzędzie pracy osobom bezrobotnym, tym mniejsza może być wypłata z dodatkowego ubezpieczenia. Ponadto wysokość dodatkowego świadczenia jest silnie powiązana z aktualnie osiąganymi dochodami. Osoby podobnie zarabiające, niezależnie od rodzaju wykonywanego zawodu, będą oczekiwać wypłat zbliżonych co do wysokości. Jednak składka za owe ubezpieczenie jest już dużo bardziej zróżnicowana i zależy przede wszystkim od sekcji, w jakiej osoba ubezpieczona jest zatrudniona, oraz płci. Składki dla kobiet są wyższe niż dla mężczyzn, natomiast optymalne świadczenia są nieco niższe. Przy tym wraz z wiekiem dla obu płci maleje świadczenie przy jednoczesnym wzroście składki.

Z badań wynika również, że sposób modelowania stopy procentowej nie wpływa na wysokość świadczenia i składki w ubezpieczeniu optymalnym.

Na zakończenie chciałybyśmy wyrazić wdzięczność Dyrekcji Powiatowego Urzędu Pracy w Jeleniej Górze za wyrażenie zgody na udostępnienie danych dotyczących osób zarejestrowanych jako bezrobotne w powiecie jeleniogórskim oraz w Jeleniej Górze w latach 2000-2004. Szczególne podziękowania kierujemy do Pana Eryka Łukaszewicza za przygotowanie bazy umożliwiającej wykorzystanie danych zgodnie z Ustawą o ochronie danych osobowych.

Literatura

[1] Aase K.K., *Unemployment Insurance and Incentives*, „The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory", Vol. 15, No. 2, September 1990, 141-157.

[2] Dębicka J., *Moments of the Cash Value of Future Payment Streams Arising from Life Insurance Contracts*, „Insurance: Mathematics and Economics" 2003, No. 33, s. 533-550.

[3] Dębicka J., *Macierzowa reprezentacja modelu ubezpieczenia wielostanowego ze stochastyczną stopą procentową*, Raporty Techniczne Katedry Statystyki i Cybernetyki Ekonomicznej, TR-40, Wrocław 2004.

[4] Dębicka J., *Macierzowa reprezentacja ubezpieczenia wielostanowego z niejednorodnym łańcuchem Markowa*, [w:] W. Ostasiewicz (red.), *Statystyka aktuarialna – stan i perspektywy rozwoju w Polsce*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej nr 1108, AE, Wrocław 2006, s. 244-265.

[5] Dębicka J., Mazurek E., *Charakterystyka struktury probabilistycznej modelu ubezpieczenia od ryzyka utraty pracy* (http://admin.ae.wroc.pl/admin/visual/pracownik.asp?PID=3882; http://admin.ae.wroc.pl/admin/visual/pracownik.asp?PID=3886).

[6] Dębicka J., Mazurek E., *Dobrowolne ubezpieczenie od ryzyka utraty pracy – analiza składki netto na polskim rynku zatrudnienia* (http://admin.ae.wroc.pl/admin/visual/pracownik.asp?PID=3882; http://admin.ae.wroc.pl/admin/visual/pracownik.asp?PID=3886).

[7] Heilpern S., *Podejmowanie decyzji w warunkach niepewności*, AE, Wrocław 2001.

[8] Kaas R., Heerwaarden A.E. van, Goovaerts M.J., *Ordering of Actuarial Risk*, Ceuterick, B-3000 Leuven, 1994.

[9] Mazurek E., *Bezrobocie – system zasiłków w ubezpieczeniu społecznym* (http://admin.ae.wroc.pl/admin/visual/pracownik.asp?PID=3886).

[10] Ostasiewicz W., *Użyteczność*, [w:] W. Ostasiewicz (red.), *Metody ilościowe w ekonomii*, AE, Wrocław 1999, s. 259-299.

[11] Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2001, GUS, Warszawa Rok LXI, tab. 12(161), s. 145.

[12] Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2002, GUS, Warszawa Rok LXII, tab. 12(159), s. 147.

[13] Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2003, GUS, Warszawa Rok LXIII, tab. 9(163), s. 149, tab. 15(169), s. 157.

[14] Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2004, GUS, Warszawa Rok LXIV, tab. 12(170) s. 244, tab. 2(189), s. 262.

[15] Mały Rocznik Statystyczny Polski 2005, GUS, Warszawa Rok XLVIII, tab. 3(83), s. 138.

[16] Szumlicz T., *Ubezpieczenie społeczne: teoria dla praktyki*, Oficyna Wydawnicza Branta, Bydgoszcz-Warszawa 2005.
[17] Ustawa z dnia 14 grudnia 1994 r. O zatrudnieniu i przeciwdziałaniu bezrobociu, DzU 2001 nr 6, poz. 56 ze zmianami.
[18] Ustawa z dnia 20 kwietnia 2004 r. O promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, DzU 2004 nr 99, poz. 1001.

ROZWÓJ DEMOGRAFICZNY WOJEWÓDZTW W UJĘCIU DYNAMICZNYM

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

Elżbieta Sojka
Akademia Ekonomiczna w Katowicach

PL ISSN 1644-6739

1. Wstęp

W literaturze znajdujemy różne definicje rozwoju demograficznego. A. Sokołowski i K. Zając [22, s. 81] uważają, że rozwój demograficzny to „ilościowe i jakościowe zmiany populacji na danym terytorium. W ujęciu statystycznym może być on najpełniej opisany przez wielowymiarowy proces stochastyczny z czasem ciągłym. Zmienne tworzące ten proces powinny dotyczyć raczej obiektu niż jego otoczenia (środowiska)". Autorzy skłaniają się do pierwszoplanowego traktowania cech opisujących rozwój ilościowy. Zwracają jednocześnie uwagę na niemożność jednoznacznie najlepszego wyboru zestawu cech statystycznych opisujących populację.

A. Baran, T. Panek, E. Pustała [1, s. 10] określają rozwój demograficzny jako „ilościowe i jakościowe zmiany w procesach demograficznych, prowadzące do wzrostu liczby ludności. Rozwoju nie utożsamia się ze wzrostem demograficznym, przez który rozumie się wzrost liczby ludności wyłącznie w wyniku ilościowych zmian urodzeń, zgonów i migracji". M. Cieślak [3, s. 35] rozumie pojęcie rozwoju demograficznego jako „proces złożony, na który składają się procesy umieralności i rozrodczości w ich aspektach ilościowych i jakościowych". Według tej definicji poza procesem rozwoju pozostają procesy zawierania i rozpadu małżeństw, ruchy wędrówkowe, czynniki strukturalne i inne procesy ludnościowe. Jak pisze M. Cieślak, są one „warunkami określającymi rozwój demograficzny, nie stanowią zaś jego istoty". Tak sprecyzowane pojęcie przyjmują również w swoich badaniach I. Kuropka, B. Radzikowska [14] oraz J. Kurkiewicz, J. Pociecha, K. Zając [13].

Na konieczność ścisłego powiązania pojęcia rozwoju demograficznego z teorią przejścia demograficznego zwraca uwagę M. Cieślak [3, s. 35]. Proces reprodukcji jest ujęty w teorii transformacji tylko od strony ilościowej. Wydaje się, że wyższa faza transformacji powinna charakteryzować się nie tylko niższym poziomem rodności i umieralności, ale również wyższą „jakością", tj. coraz bardziej kontrolowanym przebiegiem rozrodczości i lepszym stanem zdrowia rodzących się dzieci, dającym im perspektywy dłuższego życia.

Teoria transformacji demograficznej, zwana także teorią przejścia demograficznego, uznana już za klasyczną, zawiera dwa zasadnicze elementy pozwalające jej pretendować do roli głównej teorii ludnościowej [15, s. 41]. Dostarcza ona bowiem uniwersalnego opisu historycznego zmian ludności, przedstawiając relacje pomiędzy umieralnością i rozrodczością w postaci odrębnych faz oraz powiązania zmian demograficznych z przemianami w sferze społeczno-ekonomicznej.

W rozważaniach nad uwarunkowaniami przejścia od reprodukcji prymitywnej, będącej rezultatem wysokiego poziomu płodności i umieralności, do reprodukcji nowoczesnej, realizującej się przy niskiej płodności i umieralności, przyjęło się rozpatrywać rozwój demograficzny w ramach modernizacji społeczeństwa, która według M. Okólskiego [16, s. 30] przejawia się jako „integralny proces transformacji w czterech sferach: techniczno-ekonomicznej, społeczno-kulturowej, politycznej i osobowościowej". W obrębie jednego społeczeństwa występowanie małej rozrodczości i umieralności następuje najpierw wśród ludności miejskiej w wyższych sferach społecznych, a potem stopniowo przenika do innych warstw. Zmniejszenie płodności wywołane ograniczeniem liczby dzieci w rodzinie jest, zdaniem D. Kirka, związane z rozwojem miejskiego stylu życia oraz z towarzyszącą mu zmianą systemu wartości. Czynniki odpowiedzialne zaś za obniżenie umieralności to m.in.: rozwój transportu, poprawa materialnych warunków życia, wprowadzenie środków ochrony zdrowia publicznego [15, s. 46].

Zgodnie z teorią przejścia demograficznego w końcowej fazie zmian reprodukcji ludności należy się spodziewać stabilizacji zarówno współczynników urodzeń, jak i zgonów. Pierwsze oznaki takiej stabilizacji były widoczne w latach 50. XX wieku w niektórych krajach Europy Zachodniej i Północnej, jednak od początku lat 60. zachodzące zmiany procesów demograficznych znacznie różniły się od przewidywanych w teorii przejścia demograficznego. Dał się zauważyć dalszy spadek płodności lub jego stabilizacja na względnie niskim poziomie, niegwarantującym nawet prostej zastępowalności pokoleń, i zamiast stabilizacji liczby ludności należałoby raczej oczekiwać jej stałego, dalszego spadku. Przemiany zachodzące w zachowaniach matrymonialnych i prokreacyjnych, prowadzące do nowoczesnego modelu rodziny, odmiennego od tego, który panował wcześniej, określa się mianem drugiego przejścia demograficznego. W polskiej literaturze rozważania nad drugim przejściem demograficznym zainicjowała I.E. Kotowska, które pisze: „trwały spadek płodności do poziomu niegwarantującego reprodukcji prostej wynikał ze zmniejszenia się pożądanej liczby dzieci w kolejnych generacjach. Zmniejszenie się znaczenia małżeństwa jako formy tworzenia rodziny oraz osłabienie jego trwałości, rozpowszechnienie kohabitacji i związków typu LAT (*living-apart-together*), opóźnianie zawierania małżeństw, a także opóźnianie urodzenia pierwszego dziecka spowodowały istotną zmianę wzorca tworzenia i rozpadu rodzin, osłabiły prokreację i wpłynęły na zmiany wzorca płodności. Zmiany rozkładu współczynników płodności według wieku matki znalazły wyraz we wzroście średniego wieku w momencie urodzenia pierwszego dziecka. Zwiększyła się też liczba urodzeń pozamałżeńskich" [10. s. 13]. Analizując przemiany w poziomie płodności i rodności zachodzące w Polsce w latach 1990-2001, należy stwierdzić, że nastąpiło zmniejszenie dynamiki demograficznej wynikające przede wszystkim ze spadku płodności i natężenia zawieranych małżeństw. W skali całego kraju od 1993 r. następowała przewaga rozwiązywanych małżeństw nad zawieranymi, przy czym w miastach ta tendencja była widoczna już od 1990 r. Zaobserwowano także powolny wzrost urodzeń pozamałżeńskich – z 6,2% w 1990 r. do 13,1% w 2001 r. Nastąpiła wyraźna zmiana wzorca płodności, wyrażająca się w spadku natężenia urodzeń we wszystkich grupach wieku, zróżnicowanej dynamice spadku płodności różnych grup wieku, wyrównywaniu się wartości współczynników płodności w grupach wieku o najwyższej płodności, tj. 20-24 lata i 25-29 lat, oraz we wzroście udziału grup wieku 25-29, 30-34 i 35-39 w ogólnym współczynniku płodności [21].

Celem niniejszego opracowania jest wielowymiarowa analiza porównawcza osiągniętego poziomu rozwoju demograficznego województw Polski w latach 1999-2003[1]. Starano się zweryfikować hipotezę o różnym stopniu zaawansowania województw w procesie dochodzenia do nowoczesnego typu reprodukcji ludności oraz hipotezę o wpływie czynników społeczno-ekonomicznych na poziom rozwoju demograficznego. Ujęcie dynamiczne pozwoliło na określenie zmian pozycji badanych jednostek administracyjnych względem siebie oraz dało możliwość porównania wartości zmiennych syntetycznych opisujących rozwój demograficzny w stosunku do ich wartości określonych dla roku wyjściowego badania, tj. 1999. Choć przebieg zmian procesów demograficznych jest z pewnością

[1] Wybór okresu badania nie był przypadkowy. Niniejsze opracowanie jest kontynuacją badań prowadzonych przez autorkę w zakresie analizy procesów demograficznych, zwłaszcza zaś płodności i migracji ludności woj. śląskiego po 1989 roku. Dane statystyczne dla zmiennych uwzględnionych w analizie uzyskano z „Roczników Demograficznych" dla lat 1998-2004.

różny w różnych województwach, to podlega on ogólnemu mechanizmowi przejścia demograficznego. Tym samym stopień zaawansowania województw w dochodzeniu do nowoczesnego typu reprodukcji ludności też może być różny. Związane jest to z różnicami natury biologicznej i społeczno-ekonomicznej województw. Istnieje więc potrzeba badań porównawczych rozwoju demograficznego dla mniejszych jednostek administracyjnych w obrębie tej samej fazy transformacji.

W badaniach empirycznych niezbędne jest określenie zmiennych, jakie powinny być wzięte pod uwagę, aby można było wyrazić rozwój demograficzny w kategoriach ilościowych. Mierników tych poszukuje się wśród miar skonstruowanych na potrzeby analizy demograficznej. Opierają się one przeważnie na znanych i sprawdzonych współczynnikach demograficznych, takich jak: współczynnik rodności, ogólny współczynnik płodności, współczynnik dzietności, współczynniki reprodukcji brutto, cząstkowe współczynniki płodności, surowy współczynnik zgonów, współczynnik zgonów niemowląt, przeciętne dalsze trwanie życia, cząstkowe współczynniki zgonów czy współczynniki zgonów według przyczyn [1; 2; 3; 11].

Wykorzystanie surowego współczynnika rodności w analizie rozwoju demograficznego może budzić pewne zastrzeżenia, zależy on bowiem od struktury ludności według wieku. Jednak jako miernik rozwoju ma pewne zalety, a mianowicie charakteryzuje natężenie urodzeń w badanej populacji za pomocą jednej liczby i porównywany z surowym współczynnikiem zgonów informuje o ilościowych zmianach zachodzących w badanej populacji. Cząstkowe współczynniki płodności charakteryzujące natężenie urodzeń w poszczególnych grupach wieku rozrodczego są wolne od wpływu struktury według wieku. Chcąc jednak za pomocą cząstkowych współczynników płodności scharakteryzować całkowitą płodność, należy uwzględnić zespół charakterystyk liczbowych odnoszących się do okresu zdolności rozrodczej kobiet, co pociąga za sobą trudności w interpretacji wyników badania rozwoju demograficznego [13, s. 74]. Ogólny współczynnik płodności jako miara rozwoju posiada prawie wszystkie pozytywne cechy współczynnika rodności, w odniesieniu do tego miernika zneutralizowany jest też wpływ struktury ludności według wieku. Najwięcej zalet wśród dotychczas wymienionych mierników w zakresie rozrodczości ma współczynnik dzietności informujący o tym, jaka byłaby średnia liczba dzieci urodzonych przez kobietę w ciągu okresu rozrodczego, gdyby cząstkowe współczynniki płodności były takie, jak zaobserwowano w badanym okresie kalendarzowym. Charakteryzuje on płodność kobiet za pomocą jednej liczby i nie zależy od wpływu struktury według wieku populacji. Natomiast średni wiek matki w chwili rodzenia dziecka jest charakterystyką kalendarza płodności i informuje o zmianach postaw prokreacyjnych, może być więc wykorzystany jako miernik rozwoju demograficznego.

Rozważając mierniki procesu umieralności, należy zauważyć, że często zalecanym i stosowanym miernikiem w badaniach rozwoju demograficznego jest współczynnik zgonów niemowląt, będący dobrą cechą diagnostyczną nie tylko w rozwoju demograficznym, ale i społeczno-gospodarczym. Cząstkowe współczynniki zgonów charakteryzują natężenie zgonów w poszczególnych grupach wieku. Obliczając je, usuwa się wpływ struktury według wieku. Spośród tego ciągu mierników można wybrać te, które pozostają w związku z rozwojem demograficznym, jak np. natężenie zgonów w grupach wieku, w których występuje nadumieralność z punktu widzenia przyjętego kryterium. Struktura zgonów według przyczyn może być natomiast traktowana jako charakterystyka zmian jakościowych procesu umieralności. Jak pisał E. Rosset, zaletą parametru określającego przeciętne dalsze trwanie życia noworodka jest to, że w jednej liczbie syntetyzuje całość panujących w danym czasie i miejscu warunków umieralności.

Badając poziom rozwoju demograficznego, nie można się opierać na jednej tylko cesze, lecz należy uwzględnić wiele zmiennych determinujących ten rozwój [20, s. 27]. Należy zatem dążyć do tego, aby poziom rozwoju demograficznego wyrażany był przy wykorzystaniu zmiennej syntetycznej, która agregowałaby informacje, jakie niosą wszystkie determinanty tego rozwoju. Zagadnienie to można rozwiązać przy wykorzystaniu metod wielowymiarowej analizy porównawczej.

Poziom rozrodczości i umieralności zależy od wielu czynników. Mają one charakter zarówno czysto demograficzny, jak i społeczno-gospodarczy i są ściśle związane z procesem transformacji społeczno-ekonomicznej. W związku z powyższym syntetyczna miara rozwoju demograficznego powinna zawierać, jako składowe, nie tylko zmienne demograficzne, ale także zmienne o charakterze społeczno-ekonomicznym, mające wpływ na kształtowanie się procesów demograficznych, świadczących o stopniu zaawansowania w procesie transformacji demograficznej. W demografii zwykło się określać zmienne o charakterze demograficznym mianem czynników wewnętrznych [9], zmienne społeczno-ekonomiczne zaś zwie się czynnikami zewnętrznymi. W związku z tym badanie stopnia rozwoju demograficznego przeprowadzono w dwóch wersjach merytorycznych. Pierwsza wersja uwzględniała wpływ tylko czynników wewnętrznych na rozwój demograficzny województw, wersja druga natomiast brała pod uwagę wpływ czynników wewnętrznych i zewnętrznych. Badanie miało charakter dynamiczny i przekrojowy, w którym zastosowano dwa alternatywne podejścia metodologiczne: bezwzorcowe i wzorcowe. Tak przeprowadzona analiza pozwoliła na dokonanie porównań, ocenę wartości otrzymanych wyników i szeroką ich interpretację merytoryczną. Uzyskane wyniki pozwoliły na uporządkowanie województw według syntetycznego miernika rozwoju oraz wyodrębnienie jednorodnych typologicznych grup województw z punktu widzenia osiągniętego poziomu rozwoju demograficznego w świetle przyjętych do badania składowych tego rozwoju.

2. Wybór cech diagnostycznych i ich charakterystyka

Jako przestrzeń klasyfikacji województw Polski ze względu na osiągnięty poziom rozwoju demograficznego przyjęto 12 zmiennych charakteryzujących natężenie procesów demograficznych (czynniki wewnętrzne), oraz 3 zmienne o charakterze społeczno-ekonomicznym (czynniki zewnętrzne), które mogą być uważane za ściśle związane z procesem transformacji demograficznej. Reprezentują one zewnętrzne czynniki określające poziom rozwoju demograficznego. Urbanizacja, aktywność zawodowa kobiet czy poziom wykształcenia społeczeństwa są tymi czynnikami, które wpływają na zaawansowanie przebiegu procesu transformacji demograficznej (por. [22; 1; 20]). Zbiór tych potencjalnych, przyjętych do badania zmiennych będziemy nazywać zbiorem składowych rozwoju demograficznego. Ich specyfikacja jest następująca[2]:

– X_1 – surowy współczynnik urodzeń na 1000 ludności,
– X_2 – współczynnik płodności ogólnej na 1000 ludności,
– X_3 – średni wiek matki w chwili urodzenia dziecka,
– X_4 – liczba dzieci w wieku poniżej 5 lat w stosunku do liczby kobiet w wieku rozrodczym na 1000 kobiet,
– X_5 – surowy współczynnik zgonów na 1000 ludności,
– X_6 – współczynnik zgonów niemowląt na 1000 urodzeń żywych,
– X_7 – przeciętne dalsze trwanie życia chłopców w wieku 0 ukończonych lat,
– X_8 – przeciętne dalsze trwanie życia dziewcząt w wieku 0 ukończonych lat,
– X_9 – współczynnik reprodukcji brutto,

[2] Taki zestaw zmiennych jest oczywiście jednym z możliwych. O jego składzie decydowały względy zarówno merytoryczne, jak i techniczne.

- X_{10} – liczba ludności w wieku nieprodukcyjnym przypadająca na 100 osób w wieku produkcyjnym,
- X_{11} – syntetyczny współczynnik zgonów przedwczesnych (w wieku 15-64 lat) dla mężczyzn[3],
- X_{12} – syntetyczny współczynnik zgonów przedwczesnych (w wieku 15-64 lat) dla kobiet,
- X_{13} – współczynnik aktywności zawodowej kobiet w %,
- X_{14} – liczba studentów na 10 tys. ludności,
- X_{15} – odsetek ludności miejskiej.

Analizując wartości zmiennych X_1, X_2, X_3, X_4, X_9 w latach 1999-2003, można zauważyć spadkową tendencję w zakresie rodności i płodności kobiet. Zmiany wzorca płodności, zmniejszające się wartości współczynników urodzeń, a co za tym idzie – zmniejszająca się liczba urodzeń żywych to procesy charakterystyczne nie tylko dla Polski.

Polska w 1980 r. należała w Europie do państw o najwyższej rozrodczości, ale w latach 1981-2000 nastąpił w naszym kraju największy jej spadek wśród krajów europejskich [24, s. 16]. W latach 80. i 90. XX wieku poziom dzietności uległ poważnemu ograniczeniu – z 2,26 dziecka w 1980 r. do 1,22 w 2003 r., a więc o 46% w ciągu 24 lat. Gdyby ta negatywna tendencja nadal się utrzymywała, oznaczałoby to zastępowalność pokoleń tylko w 50%. Według danych z 2003 r. najniższe wartości współczynników dzietności ogólnej zaobserwowane w trzech województwach Polski, tj. w opolskim (1,010), dolnośląskim (1,091) i śląskim (1,1) zdają się potwierdzać to spostrzeżenie. Przy spadku liczby i natężenia urodzeń w całym kraju, spadku dzietności, wzrósł średni wiek matki w momencie urodzenia dziecka. Przyczyną tego zjawiska jest odkładanie w czasie zawarcia formalnego związku małżeńskiego oraz dążenie młodych ludzi do zdobywania w pierwszej kolejności wykształcenia, realizowania kariery zawodowej, a następnie dopiero do powiększania rodziny.

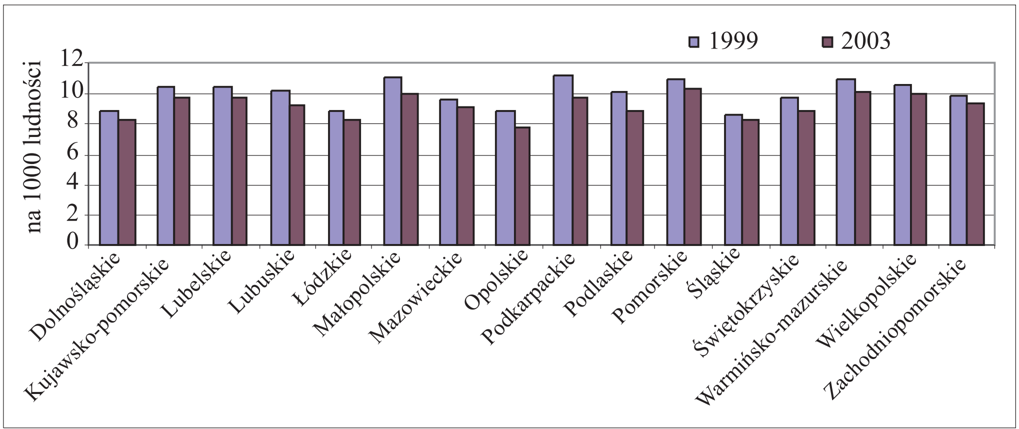
W latach 1999-2003 utrzymywało się również duże zróżnicowanie zmiennych charakteryzujących rozrodczość kobiet w przekroju wojewódzkim. Na rys. 1 i 2 przedstawiono kształtowanie się surowego współczynnika urodzeń oraz liczby dzieci w wieku poniżej 5 lat na 1000 kobiet w wieku rozrodczym według województw w dwóch latach, tj. w 1999 i 2003.

Największą rodnością charakteryzowały się kobiety w województwach małopolskim i podkarpackim. W przypadku zmiennych X_1, X_4 i X_9

---

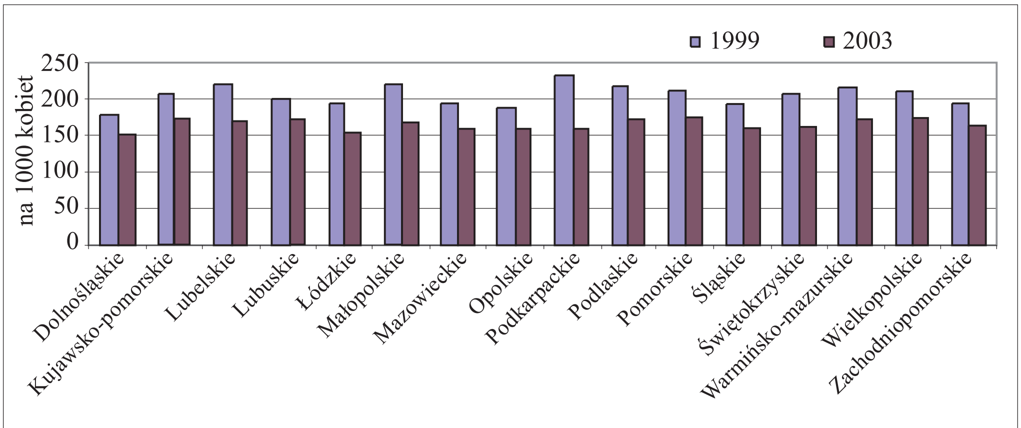
[3] Przez syntetyczny współczynnik zgonów przedwczesnych ludności dorosłej należy rozumieć sumę cząstkowych współczynników zgonów w wieku 15-64 lat. Jest to swoista miara zagrożenia śmiercią populacji osób dorosłych.

rozkłady cechowały się asymetrią ujemną. Oznacza to, że w większości województw ich wartości były mniejsze niż średnia krajowa.



Rys. 1. Surowy współczynnik urodzeń na 1000 ludności według województw w latach 1999 i 2003

ródło: opracowanie własne.



Rys. 2. Liczba dzieci w wieku poniżej 5 lat na 1000 kobiet w wieku rozrodczym według województw w latach 1999 i 2003

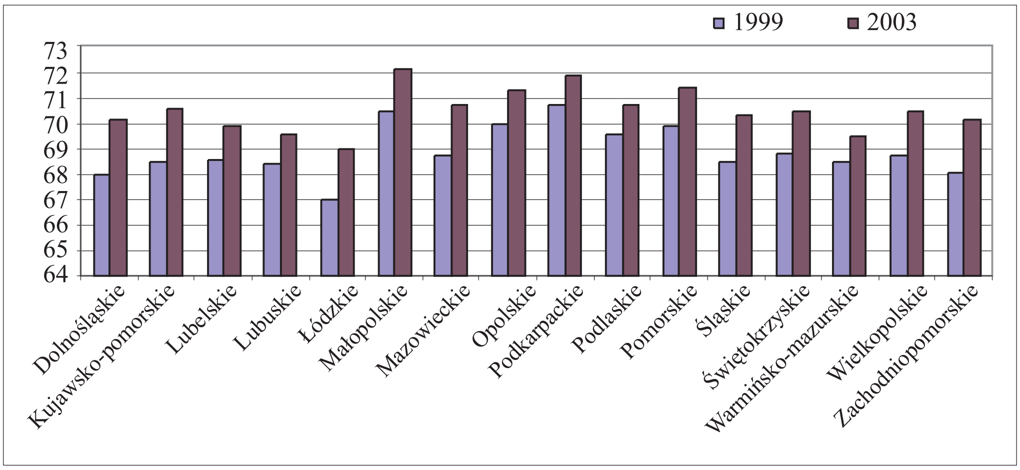
ródło: opracowanie własne.

Analizując zmienne obrazujące umieralność ludności, można zaobserwować spadek umieralności wśród niemowląt i wśród dorosłej populacji mieszkańców Polski oraz wydłużanie się przeciętnego dalszego trwania życia noworodka. Wartość współczynnika zgonów niemowląt dla

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

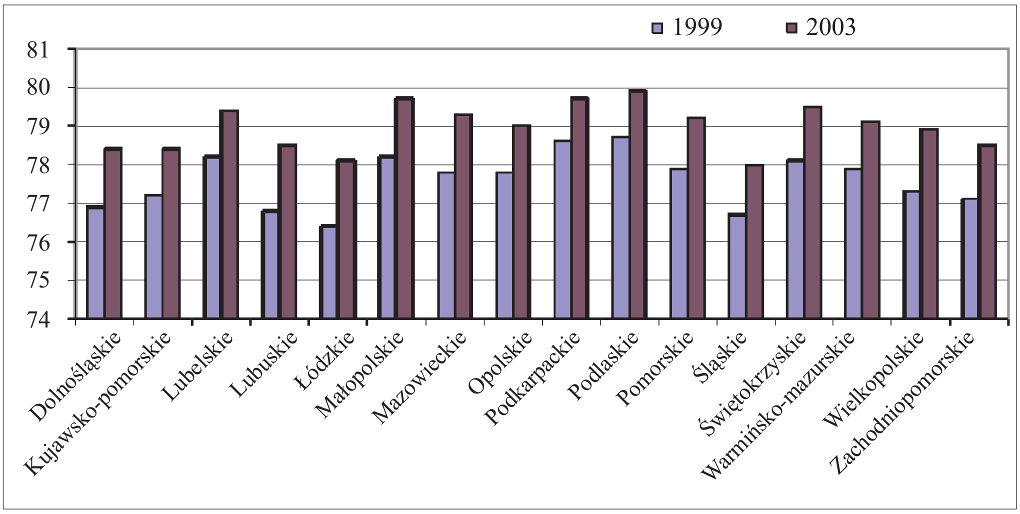
Polski zmalała z 8‰ w 1999 r. do 7‰ w 2003 r. W ciągu badanych pięciu lat obserwowano w skali kraju stałą tendencję zwiększania się długości życia noworodka. Średnia dla kraju wartość e_o (przeciętnego dalszego trwania życia noworodka), wzrosła o blisko półtora roku, przy czym większy wzrost zaobserwowano w przypadku mężczyzn. Dane statystyczne dla Polski pokazują, że przeciętne dalsze trwanie życia mężczyzny 60-letniego wydłużyło się o 0,9 roku, kobiety natomiast o 1,5 roku. Można przypuszczać, że przyczyny tego tkwią w poprawie funkcjonowania służby zdrowia, w zwiększonym zasięgu jej oddziaływania (zwłaszcza na terenach wiejskich), w lepszym i zdrowszym odżywianiu, w bardziej higienicznym trybie życia i prowadzeniu profilaktyki zdrowotnej. Przeciętne dalsze trwanie życia dziewczynki w momencie urodzenia w 2003 r. było najdłuższe w województwach: podlaskim, podkarpackim, małopolskim, i wynosiło co najmniej 79,7 lat, najkrótsze zaś w województwach: łódzkim i śląskim – ok. 78 lat. W przypadku chłopców najdłuższe e_o obserwowano w województwie małopolskim i podkarpackim (72 lata), najkrótsze w łódzkim (69 lat) – zob. rys. 3 i 4.



Rys. 3. Przeciętne dalsze trwanie życia chłopców w wieku 0 ukończonych lat według województw w latach 1999 i 2003

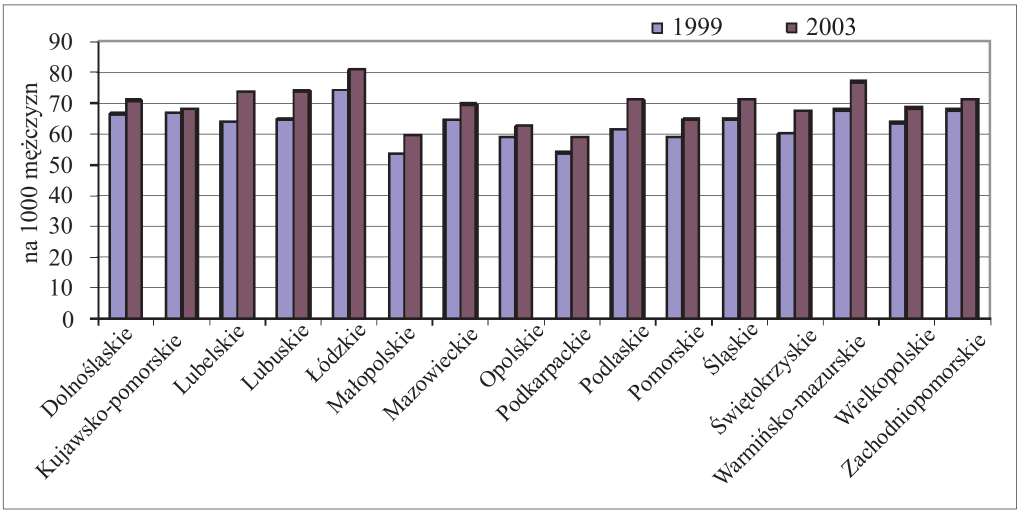
ródło: opracowanie własne.

W badanym okresie można zauważyć zmianę wartości współczynnika asymetrii w przypadku syntetycznego współczynnika zgonów przedwczesnych dla mężczyzn (X_{11}). Początkowo była to asymetria ujemna, w kolejnych trzech latach dodatnia, co mogłoby oznaczać, że mamy do czynienia ze zmianą tendencji w kształtowaniu się średniej wielkości tego współczynnika. W miarę upływu czasu zwiększyła się liczba województw, w których współczynnik zgonów przedwczesnych u mężczyzn



Rys. 4. Przeciętne dalsze trwanie życia dziewcząt w wieku 0 ukończonych lat według województw w latach 1999 i 2003

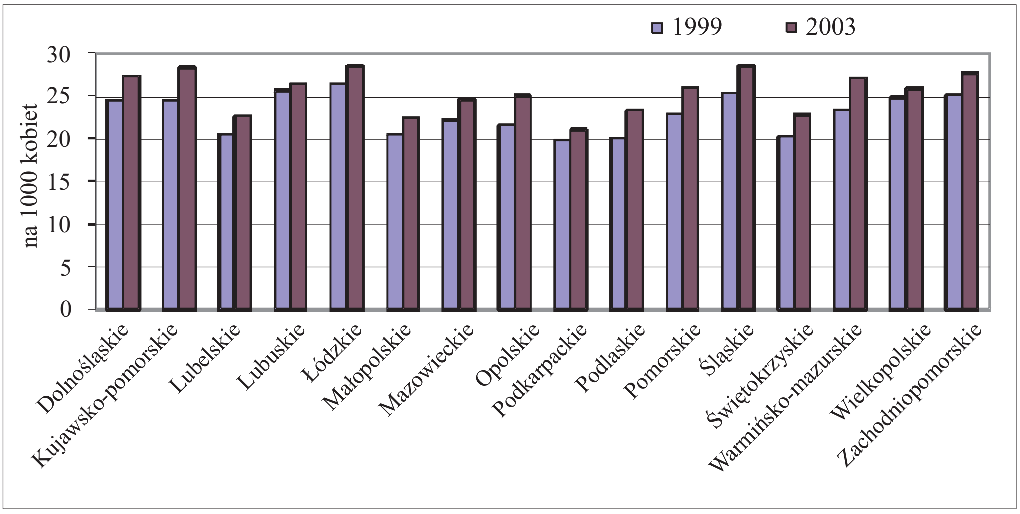
ródło: opracowanie własne.



Rys. 5. Syntetyczny współczynnik zgonów przedwczesnych mężczyzn według województw w latach 1999 i 2003

ródło: opracowanie własne.

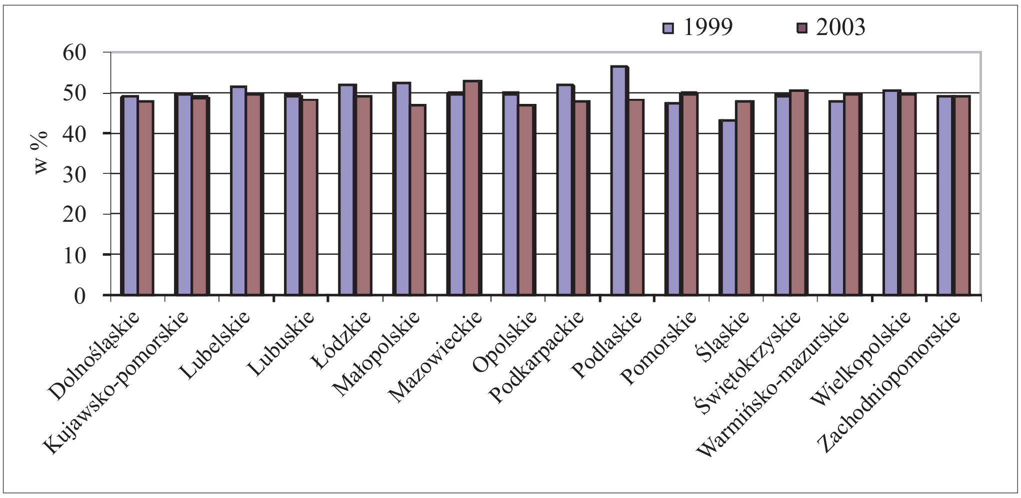
był poniżej średniej krajowej. I tak w 1999 r. było ich sześć, w 2002 r. – osiem, a w 2003 r. liczba województw, dla których omawiany współczynnik był niższy od średniej krajowej, spadła do siedmiu. Wśród kobiet rozkład syntetycznego współczynnika zgonów przedwczesnych posiadał asymetrię ujemną w całym badanym okresie pięciu lat, co oznacza, że w większości województw zmienna X_{12} przyjmowała wartości większe niż średnia krajowa, ściślej – w połowie województw w 1999 r. i w dziewięciu województwach w 2003 r. Ilustrację graficzną syntetycznego współczynnika zgonów mężczyzn i kobiet w poszczególnych województwach w latach 1999 i 2003 przedstawiono na rys. 5 i 6.



Rys. 6. Syntetyczny współczynnik zgonów przedwczesnych kobiet według województw w latach 1999 i 2003

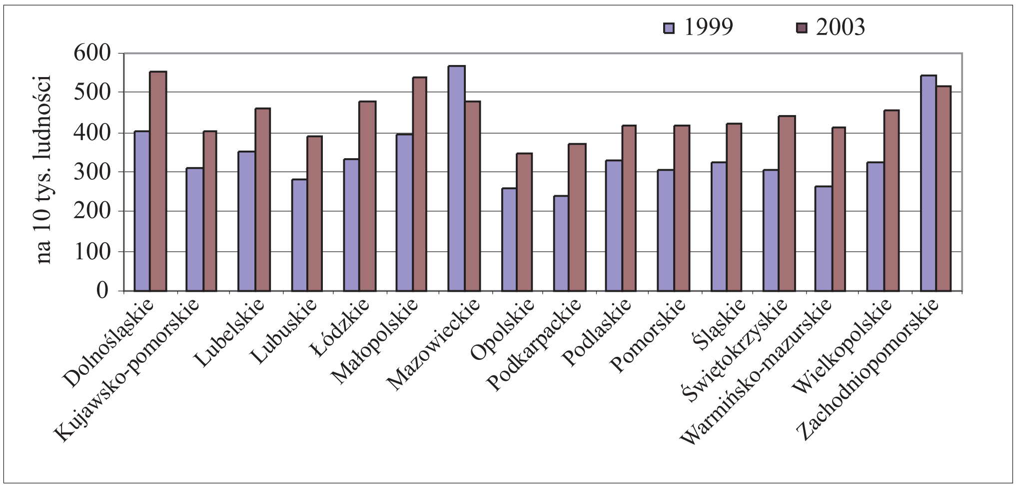
ródło: opracowanie własne.

W dyskusjach o czynnikach zmian modelu rodziny wywoływanych zasadniczymi zmianami wzorców płodności i natężenia zawieranych małżeństw nawiązuje się do modernizacji, rozumianej nie tylko jako szeroko pojęte przemiany społeczno-ekonomiczne (industrializacja, urbanizacja), lecz także jako fundamentalne zmiany wartości i zachowań ludzkich wynikające ze wzrostu wykształcenia i dostępu do szkolnictwa na wyższym poziomie. Wzrostowi znaczenia potrzeby samorealizacji, dążenia do niezależności w wyborze karier życiowych w trudnych warunkach panujących na rynku pracy towarzyszy spadek skłonności do zawierania związków małżeńskich i urodzenia dziecka. Model drogi życiowej kobiet zdecydowanie się zmienił. Dotyczy to kolejności osiągania pewnych etapów w życiu. Najpierw zaspokajane są ambicje zawodowe, materialne i edukacyjne, a na kolejnym miejscu pojawiają się ambicje rodzinne i macierzyńskie. Taka kolejność drogi życiowej młodych przyszłych matek jest obserwowana już od pewnego czasu w naszych realiach społecznych. Stąd wśród składowych – o charakterze społeczno-ekonomicznym – syn-



Rys. 7. Współczynnik aktywności zawodowej kobiet według województw w latach 1999 i 2003

ródło: opracowanie własne.



Rys. 8. Liczba studentów na 10 tys. ludności według województw w latach 1999 i 2003

ródło: opracowanie własne.

tetycznego miernika rozwoju demograficznego występują zmienne: X_{13} – współczynnik aktywności zawodowej kobiet w % i X_{14} – liczba studentów na 10 tys. ludności. Kształtowanie się ich wartości w poszczególnych województwach przedstawiono na rys. 7 i 8.

W 2003 r. najniższą wartość współczynnika aktywności zawodowej kobiet zanotowano w województwie małopolskim, najwyższą – w mazowieckim. Jednak w większości województw Polski, z wyjątkiem mazowieckiego, pomorskiego, śląskiego, świętokrzyskiego i warmińsko-mazurskiego, wartość tego współczynnika zmniejszyła się w 2003 r. w stosunku do roku 1999. W przypadku zmiennej X_{14} we wszystkich województwach Polski oprócz województw mazowieckiego i zachodniopomorskiego odnotowano wzrost liczby studentów na 10 tys. ludności. W ciągu badanego okresu największy przyrost studiujących zaobserwowano w województwach: dolnośląskim, łódzkim, małopolskim i warmińsko-mazurskim.

3. Pomiar rozwoju demograficznego

Wykorzystując metody wielowymiarowej analizy porównawczej (por. [6; 7; 18; 23; 25; 26]), badanie rozwoju demograficznego województw Polski przeprowadzono zgodnie z następującymi etapami:

1) dokonano wyboru reprezentantów zmiennych diagnostycznych będących składowymi rozwoju demograficznego (zagadnienie eliminacji nadmiaru informacji),

2) uszeregowano województwa według wartości miary rozwoju z wykorzystaniem metod porządkowania,

3) zbadano podobieństwo województw Polski ze względu na wyselekcjonowane zmienne diagnostyczne z wykorzystaniem metody klasyfikacji.

3.1. Wybór zbioru finalnych cech diagnostycznych

Badanie rozpoczęto od układu zmiennych uwzględniających jedynie wpływ czynników wewnętrznych na rozwój demograficzny. Podobną procedurę zastosowano w przypadku badania wpływu zarówno czynników wewnętrznych, jak i zewnętrznych.

Potencjalne zmienne diagnostyczne mogą być w różnym stopniu ze sobą powiązane, co oznacza, że są one nośnikami podobnych informacji. Aby uniknąć powtarzania informacji, postulat ten realizuje się poprzez eliminację zmiennych wysoko skorelowanych. W celu wyboru cech diagnostycznych słabo skorelowanych pomiędzy sobą zastosowano taksonomiczną metodę grupowania. Obliczono najpierw współczynniki korelacji między przyjętymi na wstępie zmiennymi diagnostycznymi. Liczba obserwacji n wyniosła każdorazowo 16 dla wszystkich analizowanych lat. Wykorzystując metodę k- średnich (por. [5; 19]), czyli iteracyjną procedurę podziału obiektów na k grup, tak aby zminimalizować wielkość wewnątrzgrupowej wariancji, dokonano – dla każdego roku analizy – selekcji zmiennych diagnostycznych w dwóch układach merytorycznych. W każdym z układów otrzymano następujące grupy zmiennych[4]:

A. Wpływ czynników wewnętrznych na rozwój demograficzny – układ I:

grupa 1 – X_1, X_5, X_6, X_9,
grupa 2 – X_2, X_3, X_{12},
grupa 3 – X_7, X_8, X_{10}, X_{11},
grupa 4 – X_4.

B. Wpływ czynników wewnętrznych i zewnętrznych na rozwój demograficzny – układ II:

grupa 1 – X_1, X_3, X_5, X_6, X_9, X_{12},
grupa 2 – X_2, X_{13},
grupa 3 – X_7, X_8, X_{10}, X_{11}, X_{15},
grupa 4 – X_4,
grupa 5 – X_{14}.

Po podziale cech na rozłączne grupy zmiennych należało jeszcze wybrać z każdego podzbioru zmienną – reprezentantkę. W tym celu wykorzystano metodę środka ciężkości [19, s. 105-108].

W metodzie środka ciężkości reprezentantką grup jednoelementowych jest owa zmienna. W grupach wieloelementowych oblicza się odległość każdej cechy od pozostałych zgodnie ze wzorem:

$$D_i = \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^{l} d_{ij} \quad (i, j = 1, 2, \ldots, l), \tag{3.1}$$

gdzie d_{ij} oznacza odległość między cechami i oraz j, a l – liczbę cech w grupie[5]. Reprezentantką zostaje ta cecha, dla której suma odległości jest najmniejsza. W grupach dwuelementowych reprezentantkę wybiera się, stosując następujący algorytm: dla każdej cechy oblicza się sumę od-

[4] Liczbę k określającą liczbę skupień ustalono arbitralnie, tzn. $k = 4$ dla zmiennych układu I i $k = 5$ dla zmiennych układu II, zadano maksymalną liczbę iteracji na poziomie 10.

[5] Jako miarę odległości przyjęto miernik bazujący na macierzy współczynników korelacji, tzn. $d_{ij} = 1 - r_{ij}^2$.

ległości od cech wyizolowanych i już wybranych reprezentantek z grup wieloelementowych. Jako reprezentantkę wybiera się zmienną, dla której suma tych odległości jest największa. Wybrane w ten sposób reprezentantki leżą blisko środka ciężkości grup, a jednocześnie nie leżą zbyt blisko siebie.

Do zbioru zmiennych charakteryzujących rozwój demograficzny województw Polski weszły ostatecznie następujące zmienne:

1. Układ I

– średni wiek matki w chwili urodzenia dziecka (X_3),
– liczba dzieci w wieku poniżej 5 lat na1000 kobiet w wieku rozrodczym (X_4),
– surowy współczynnik zgonów na 1000 ludności (X_5),
– syntetyczny współczynnik zgonów przedwczesnych dla mężczyzn (X_{11}).

2. Układ II

– liczba dzieci w wieku poniżej 5 lat na 1000 kobiet w wieku rozrodczym (X_4),
– surowy współczynnik zgonów na 1000 ludności (X_5),
– syntetyczny współczynnik zgonów przedwczesnych dla mężczyzn (X_{11}).
– współczynnik aktywności zawodowej kobiet w % (X_{13}),
– liczba studentów na 10 tys. ludności (X_{14}).

Zgodnie z teorią transformacji demograficznej uznano, że w układzie I średni wiek matki w chwili rodzenia dziecka (X_3) należy uznać za stymulantę rozwoju demograficznego, natomiast trzy pozostałe zmienne za destymulanty. W II układzie zmiennych pierwsze trzy uznano za destymulanty, pozostałe dwie zmienne, tj. X_{13} i X_{14}, za stymulanty rozwoju demograficznego.

3.2. Wyznaczanie syntetycznego miernika rozwoju demograficznego

W badaniu wykorzystano następujące procedury wyznaczania miernika syntetycznego:

– metodę Z. Hellwiga, zwaną również metodą wzorca lub syntetyczną miarą rozwoju [8],
– metodę standaryzowanych sum (metoda bezwzorcowa).

Punktem wyjścia w metodzie standaryzowanych sum jest macierz **X** (o wymiarach $n \times m$) wartości cech diagnostycznych, a mianowicie:

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_{11} & \cdots & X_{1j} & \cdots & X_{1m} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ X_{i1} & \cdots & X_{ij} & \cdots & X_{im} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ X_{n1} & \cdots & X_{nj} & \cdots & X_{nm} \end{bmatrix}. \tag{3.2}$$

Elementy znajdujące się w poszczególnych kolumnach macierzy powinny być wielkościami addytywnymi, dlatego też poddano je normalizacji, wykorzystując przekształcenie ilorazowe przez ustalenie układu odniesienia:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{x_{0j}}, \tag{3.3}$$

gdzie: z_{ij} – znormalizowana wartość j-tej zmiennej dla i-tego województwa (obiektu),
x_{0j} – punkt odniesienia dla j-tej zmiennej diagnostycznej.

Taki sposób normalizacji wymaga, aby w zbiorze cech diagnostycznych znajdowały się tylko stymulanty. Ponieważ podstawą badań był zbiór zawierający zarówno stymulanty, jak i destymulanty, dokonano odpowiednich przekształceń numerycznych w zbiorze destymulant, dzięki którym zmienne te zmieniły kierunek oddziaływania na zmienną syntetyczną.

Przekształcenia destymulant w stymulanty dokonano, korzystając z następującego wzoru:

$$x_{ij}^{(S)} = 2\bar{x}_j - x_{ij}^{(D)} \qquad (i = 1, \dots, m;\ j = 1, \dots, n), \tag{3.4}$$

gdzie symbol (S) oznacza stymulantę, (D) zaś destymulantę.

W rezultacie umożliwiło to obliczenie ciągu syntetycznych mierników określających rozwój danego układu, przy czym dla i-tego obiektu syntetyczna miara rozwoju ma postać:

$$z_i = \frac{\sum_{j=1}^{n} z_{ij}}{n}, \tag{3.5}$$

gdzie n oznacza liczbę cech uwzględnionych w badaniu. Uporządkowane wartości z_i wyznaczają kolejność klasyfikacji obiektów z punktu widzenia ich rozwoju.

W analizie rozwoju demograficznego województw przyjęto ostatecznie trzy warianty dla punktów odniesienia x_{0j}. W wariancie I za punkt odniesienia przyjęto średnią wartość zmiennej diagnostycznej X_j w pierwszym roku analizy, tj. 1999 (tzw. stały wzorzec rozwoju). W wariancie II natomiast punktem odniesienia była średnia wartość *j*-tej zmiennej diagnostycznej w roku *t*, czyli w kolejnych latach (tzw. wzorzec zmienny). Wariant III był wariantem, w którym za punkt odniesienia przyjęto współrzędne obiektu wzorca, tj. „obiektu modelowego", o optymalnych (najlepszych) wartościach analizowanych zmiennych, tzn. maksymalnych wartościach dla stymulant oraz minimalnych dla destymulant. Ponieważ uprzednio dokonano przekształcenia destymulant w stymulanty, zatem w tym wariancie punktem odniesienia była maksymalna wartość *j*-tej zmiennej diagnostycznej.

Model ze stałym wzorcem zakłada stałość wzorca w czasie. Tak przeprowadzona normalizacja pozwala zachować zmiany bezwzględne, a efektem przyjęcia takiego wzorca była możliwość porównania zachodzących zmian ze stanem, który istniał w Polsce w 1999 r. W przypadku modelu ze zmiennym wzorcem uwzględniono zmiany zachodzące we wzorcu, który stanowi „ruchomy cel" (por [4]). Dynamika tak znormalizowanej zmiennej jest dynamiką wartości względnych (tzn. w stosunku do zmieniającego się wzorca).

Wartości zmiennej syntetycznej określonej wzorem (3.5), otrzymane w wyniku zastosowania normalizacji przez wartość średnią (wariant I i II), nie są unormowane, nie mogą być bezpośrednio porównywane z miarą uzyskaną w wariancie III. W celu dokonania analizy porównawczej zmienną z_i przekształcono w miernik syntetyczny, korzystając ze wzoru (por. [26, s. 138]):

$$z_i' = \frac{z_i}{\max\limits_i z_i} \quad \text{dla} \quad i = 1, 2, \ldots, m. \tag{3.6}$$

Uzyskane wartości są unormowane w przedziale [0,1]. Województwa, dla których wartości z_i' były bliskie jedności, uznano za województwa o najwyższym poziomie rozwoju demograficznego w świetle przyjętych do badania cech diagnostycznych.

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

3.3. Wpływ czynników wewnętrznych na rozwój demograficzny – układ I

W tabelach 1-4 podano wartości syntetycznego miernika rozwoju Hellwiga (układ I)[6] oraz wartości syntetycznych mierników z'_i dla kolejnych województw w latach 1999-2003.

Tabela 1. Wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego Hellwiga dla poszczególnych województw w latach 1999-2003

Lp.	Województwo	1999	2000	2001	2002	2003
1	Dolnośląskie	0,4276	0,5544	0,6270	0,4646	0,5986
2	Kujawsko-pomorskie	0,3747	0,4110	0,5297	0,3904	0,4099
3	Lubelskie	0,3898	0,4282	0,3478	0,2470	0,2661
4	Lubuskie	0,3215	0,2073	0,4165	0,3680	0,4051
5	Łódzkie	–0,1949	–0,1771	–0,2719	–0,1802	–0,1154
6	Małopolskie	0,6973	0,8262	0,6804	0,5834	0,6883
7	Mazowieckie	0,5668	0,6396	0,6593	0,7802	0,6152
8	Opolskie	0,8495	0,8884	0,9073	0,6831	0,9058
9	Podkarpackie	0,5788	0,8498	0,6225	0,4569	0,6356
10	Podlaskie	0,5738	0,6159	0,6068	0,5646	0,6400
11	Pomorskie	0,7137	0,5705	0,6403	0,5032	0,6053
12	Śląskie	0,6011	0,6891	0,6647	0,5001	0,6696
13	Świętokrzyskie	0,3883	0,6233	0,4434	0,2859	0,3357
14	Warmińsko-mazurskie	0,3903	0,4079	0,2889	0,3241	0,1636
15	Wielkopolskie	0,4881	0,4094	0,5312	0,4819	0,5859
16	Zachodniopomorskie	0,3211	0,4657	0,5112	0,3976	0,4362

ródło: opracowanie własne.

[6] Układ I oznacza pierwsze podejście metodologiczne przy określaniu rozwoju demograficznego, przy którym uwzględnia się tylko wpływ czynników wewnętrznych na ten rozwój.

Tabela 2. Wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego dla poszczególnych województw w latach 1999-2003 (wariant I – wzorzec stały)

Lp.	Województwo	1999	2000	2001	2002	2003
1	Dolnośląskie	0,9447	0,9271	0,9549	0,9495	0,9442
2	Kujawsko-pomorskie	0,9137	0,9240	0,9323	0,9324	0,9288
3	Lubelskie	0,8930	0,8964	0,8818	0,8820	0,8818
4	Lubuskie	0,9383	0,9276	0,9433	0,9487	0,9311
5	Łódzkie	0,8449	0,8304	0,8266	0,8426	0,8515
6	Małopolskie	0,9649	0,9936	0,9683	0,9783	0,9701
7	Mazowieckie	0,9133	0,9171	0,9208	0,9541	0,9188
8	Opolskie	1,0000	0,9914	1,0000	1,0000	1,0000
9	Podkarpackie	0,9647	1,0000	0,9636	0,9681	0,9762
10	Podlaskie	0,9201	0,9425	0,9178	0,9373	0,9253
11	Pomorskie	0,9694	0,9728	0,9632	0,9698	0,9632
12	Śląskie	0,9429	0,9376	0,9488	0,9523	0,9476
13	Świętokrzyskie	0,9076	0,9430	0,9123	0,9058	0,9107
14	Warmińsko-mazurskie	0,9368	0,9415	0,9175	0,9346	0,9157
15	Wielkopolskie	0,9191	0,9183	0,9216	0,9464	0,9344
16	Zachodniopomorskie	0,9413	0,9392	0,9606	0,9472	0,9430

ródło: opracowanie własne.

W celu przeprowadzenia analizy porównawczej uzyskanych wyników w zakresie stosowanych metod, jak również zbadania, jakie zmiany w osiągniętym poziomie rozwoju demograficznego wystąpiły w latach 1999-2003, w tab. 5 i 6 zamieszczono ważniejsze charakterystyki opisowe zmiennych syntetycznych opisujących ten rozwój.

Na podstawie wyników zamieszczonych w tab. 5 można wnioskować, że miernik rozwoju Hellwiga uległ średnio zwiększeniu w porównaniu z rokiem 1999. Tendencję spadkową zaobserwowano w 2002 r., po czym w 2003 r. miernik przewyższył poziom z roku 1999. Mediana mierników rozwoju we wszystkich latach przyjmowała wartości wyższe niż w pierwszym roku analizy. Badane województwa charakteryzowały się dużym zróżnicowaniem wartości miary Hellwiga w świetle współczynnika zmienności. Rozkłady syntetycznych mierników rozwoju charakteryzowały się asymetrią ujemną, szczególnie silną w 2001 r., po czym w kolejnych latach siła asymetrii słabła. Oznacza to, że przeważająca liczba województw charakteryzowała się wysokim poziomem syntetycznego miernika rozwoju demograficznego (wyższym od przeciętnego) oraz że zmniejszał się dystans między województwami o najwyższym poziomie rozwoju (opolskim) a pozostałymi województwami.

Tabela 3. Wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego dla poszczególnych województw w latach 1999-2003 (wariant II – wzorzec zmienny)

Lp.	Województwo	1999	2000	2001	2002	2003
1	Dolnośląskie	0,9447	0,9378	0,9558	0,9513	0,9460
2	Kujawsko-pomorskie	0,9137	0,9278	0,9306	0,9318	0,9269
3	Lubelskie	0,8930	0,9021	0,8792	0,8808	0,8802
4	Lubuskie	0,9383	0,9331	0,9442	0,9498	0,9326
5	Łódzkie	0,8449	0,8460	0,8296	0,8460	0,8544
6	Małopolskie	0,9649	0,9928	0,9614	0,9732	0,9646
7	Mazowieckie	0,9133	0,9247	0,9189	0,9522	0,9174
8	Opolskie	1,0000	0,9950	1,0000	1,0000	1,0000
9	Podkarpackie	0,9647	1,0000	0,9580	0,9627	0,9703
10	Podlaskie	0,9201	0,9440	0,9160	0,9356	0,9243
11	Pomorskie	0,9694	0,9731	0,9607	0,9675	0,9600
12	Śląskie	0,9429	0,9454	0,9505	0,9546	0,9496
13	Świętokrzyskie	0,9076	0,9473	0,9089	0,9040	0,9085
14	Warmińsko-mazurskie	0,9368	0,9488	0,9203	0,9351	0,9167
15	Wielkopolskie	0,9191	0,9218	0,9195	0,9442	0,9325
16	Zachodniopomorskie	0,9413	0,9475	0,9610	0,9483	0,9437

ródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego dla poszczególnych województw w latach 1999-2003 (wariant III – normalizacja przez maksimum)

Lp.	Województwo	1999	2000	2001	2002	2003
1	Dolnośląskie	0,9055	0,9052	0,9217	0,9016	0,9194
2	Kujawsko-pomorskie	0,8765	0,8946	0,8981	0,8831	0,9010
3	Lubelskie	0,8576	0,8716	0,8500	0,8351	0,8572
4	Lubuskie	0,8989	0,8990	0,9110	0,9003	0,9067
5	Łódzkie	0,8131	0,8207	0,8033	0,8022	0,8329
6	Małopolskie	0,9249	0,9562	0,9275	0,9222	0,9372
7	Mazowieckie	0,8770	0,8935	0,8875	0,9027	0,8927
8	Opolskie	0,9575	0,9583	0,9637	0,9475	0,9706
9	Podkarpackie	0,9245	0,9628	0,9245	0,9123	0,9425
10	Podlaskie	0,8834	0,9106	0,8853	0,8868	0,8995
11	Pomorskie	0,9286	0,9367	0,9268	0,9170	0,9327
12	Śląskie	0,9041	0,9122	0,9170	0,9047	0,9230
13	Świętokrzyskie	0,8707	0,9136	0,8772	0,8567	0,8833
14	Warmińsko-mazurskie	0,8981	0,9141	0,8893	0,8865	0,8919
15	Wielkopolskie	0,8817	0,8892	0,8878	0,8948	0,9067
16	Zachodniopomorskie	0,9019	0,9132	0,9266	0,8988	0,9171

ródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Parametry opisowe dla syntetycznego miernika rozwoju Hellwiga w latach 1999-2003

Parametry opisowe	1999	2000	2001	2002	2003
Średnia arytmetyczna	0,4680	0,5256	0,5128	0,4282	0,4903
Mediana	0,4579	0,5624	0,5690	0,4607	0,5923
Odchylenia standardowe	0,2340	0,2628	0,2564	0,2141	0,2452
Współczynnik zmienności	0,5000	0,5000	0,5000	0,5000	0,5000
Asymetria	–1,2587	–1,1267	–1,9058	–1,3037	–0,9107
Minimum	–0,1949	–0,1771	–0,2719	–0,1802	–0,1154
Maksimum	0,8495	0,8884	0,9073	0,7802	0,9058
Rozstęp	1,0444	1,0655	1,1792	0,9604	1,0212

ródło: opracowanie własne.

Tabela 6. Parametry opisowe dla syntetycznego miernika rozwoju według wariantów w latach 1999-2003

Parametry opisowe	1999	2000	2001	2002	2003
Wariant I – wzorzec stały (1999)					
Średnia arytmetyczna	0,9322	0,9377	0,9333	0,9406	0,9339
Mediana	0,9375	0,9384	0,9378	0,9480	0,9328
Odchylenia standardowe	0,0359	0,0413	0,0403	0,0378	0,0360
Współczynnik zmienności	0,0385	0,0441	0,0431	0,0402	0,0385
Asymetria	–0,5273	–0,7640	–1,1050	–1,2220	–0,4619
Minimum	0,8449	0,8304	0,8266	0,8426	0,8515
Maksimum	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Rozstęp	0,1551	0,1696	0,1734	0,1574	0,1485
Wariant II – wzorzec zmienny					
Średnia arytmetyczna	0,9322	0,9429	0,9322	0,9398	0,9330
Mediana	0,9375	0,9447	0,9374	0,9491	0,9325
Odchylenia standardowe	0,0359	0,0380	0,0395	0,0369	0,0350
Współczynnik zmienności	0,0385	0,0403	0,0424	0,0392	0,0375
Asymetria	–0,5273	–0,7241	–1,0223	–1,1869	–0,4351
Minimum	0,8449	0,8460	0,8296	0,8460	0,8544
Maksimum	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Rozstęp	0,1551	0,1540	0,1704	0,1540	0,1456
Wariant III – normalizacja przez maksimum					
Średnia arytmetyczna	0,8940	0,9095	0,8998	0,8908	0,9072
Mediana	0,8985	0,9114	0,9045	0,8996	0,9067
Odchylenia standardowe	0,0334	0,0352	0,0372	0,0348	0,0331
Współczynnik zmienności	0,0373	0,0387	0,0413	0,0391	0,0365
Asymetria	–0,5035	–0,6669	–1,0219	–1,1897	–0,4292
Minimum	0,8131	0,8207	0,8033	0,8022	0,8329
Maksimum	0,9575	0,9628	0,9637	0,9475	0,9706
Rozstęp	0,1444	0,1421	0,1604	0,1453	0,1378

ródło: opracowanie własne.

Analiza wartości średniej arytmetycznej syntetycznego miernika w przypadku wariantu I ze stałym wzorcem rozwoju pozwalała wysunąć wniosek, iż poziom rozwoju demograficznego wzrósł średnio w porównaniu z rokiem 1999. Także wyniki tej charakterystyki przy zastosowaniu zmiennego punktu odniesienia (wariant II) potwierdziły to spostrzeżenie. Dla wszystkich trzech wariantów analizy rozkłady mierników miały asymetrię ujemną o rosnącej sile do 2002 r., po czym w 2003 r. siła asymetrii gwałtownie spadła. Rok 2003 był rokiem, w którym zmniejszył się dystans między województwem o najwyższym poziomie rozwoju demograficznego (opolskie) a pozostałymi województwami. Jednakże we wszystkich wariantach większość województw charakteryzowała się wyższym (od przeciętnego) miernikiem poziomu rozwoju demograficznego.

3.4. Wpływ czynników wewnętrznych i zewnętrznych na rozwój demograficzny – układ II

Tabela 7. Wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego Hellwiga dla poszczególnych województw w latach 1999-2003

Lp.	Województwo	1999	2000	2001	2002	2003
1	Dolnośląskie	0,5287	0,5902	0,5209	0,5175	0,4859
2	Kujawsko-pomorskie	0,3503	0,3443	0,4231	0,3815	0,3780
3	Lubelskie	0,3808	0,3570	0,3440	0,2763	0,2808
4	Lubuskie	0,4003	0,0981	0,3078	0,3651	0,2829
5	Łódzkie	–0,0269	–0,0960	–0,0489	–0,0309	–0,0084
6	Małopolskie	0,6356	0,6571	0,4666	0,4686	0,3189
7	Mazowieckie	0,5610	0,6666	0,7865	0,7894	0,6640
8	Opolskie	0,5408	0,4585	0,3892	0,2828	0,2110
9	Podkarpackie	0,3073	0,5042	0,2318	0,1999	0,1233
10	Podlaskie	0,5171	0,4597	0,4908	0,5189	0,3172
11	Pomorskie	0,3713	0,4176	0,4746	0,4429	0,5066
12	Śląskie	0,0650	0,5099	0,2100	0,1829	0,3843
13	Świętokrzyskie	0,3371	0,5675	0,5867	0,4711	0,5346
14	Warmińsko-mazurskie	0,1312	0,2232	0,2145	0,3264	0,2719
15	Wielkopolskie	0,4434	0,3168	0,5622	0,5672	0,5626
16	Zachodniopomorskie	0,6024	0,6275	0,7203	0,6832	0,6493

ródło: opracowanie własne.

W tab. 7-12 podano wartości syntetycznego miernika rozwoju Hellwiga (układ II) oraz wartości syntetycznych mierników z'_i dla kolejnych województw w latach 1999-2003.

Tabela 8. Wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego dla poszczególnych województw w latach 1999-2003 (wariant I)

Lp.	Województwo	1999	2000	2001	2002	2003
1	Dolnośląskie	0,9262	0,8457	0,9008	0,9539	0,9940
2	Kujawsko-pomorskie	0,8570	0,7880	0,8344	0,8963	0,9111
3	Lubelskie	0,8660	0,7991	0,8205	0,8703	0,9020
4	Lubuskie	0,8638	0,7746	0,8182	0,9072	0,9044
5	Łódzkie	0,8202	0,7456	0,7819	0,8522	0,8881
6	Małopolskie	0,9412	0,8794	0,9128	0,9669	1,0000
7	Mazowieckie	0,9842	0,9162	1,0000	1,0000	0,9491
8	Opolskie	0,8948	0,8039	0,8659	0,9249	0,9272
9	Podkarpackie	0,8604	0,8173	0,8246	0,9087	0,9196
10	Podlaskie	0,8872	0,8256	0,8443	0,9101	0,9066
11	Pomorskie	0,8848	0,8284	0,8671	0,9299	0,9446
12	Śląskie	0,8626	1,0000	0,8540	0,9158	0,9302
13	Świętokrzyskie	0,8481	0,8205	0,8731	0,8983	0,9229
14	Warmińsko-mazurskie	0,8409	0,7814	0,8080	0,8996	0,9077
15	Wielkopolskie	0,8690	0,7975	0,8700	0,9267	0,9416
16	Zachodniopomorskie	1,0000	0,8932	0,9403	0,9665	0,9830

ródło: opracowanie własne.

Tabela 9. Wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego dla poszczególnych województw w latach 1999-2003 (wariant II)

Lp.	Województwo	1999	2000	2001	2002	2003
1	Dolnośląskie	0,9262	0,8694	0,9160	0,9476	0,9982
2	Kujawsko-pomorskie	0,8570	0,8128	0,8530	0,8809	0,9252
3	Lubelskie	0,8660	0,8222	0,8342	0,8598	0,9095
4	Lubuskie	0,8638	0,7996	0,8419	0,8918	0,9223
5	Łódzkie	0,8202	0,7722	0,7978	0,8490	0,8959
6	Małopolskie	0,9412	0,8982	0,9215	0,9535	1,0000
7	Mazowieckie	0,9842	0,9277	1,0000	1,0000	0,9577
8	Opolskie	0,8948	0,8326	0,8888	0,9044	0,9503
9	Podkarpackie	0,8604	0,8448	0,8440	0,8867	0,9353
10	Podlaskie	0,8872	0,8479	0,8598	0,8959	0,9197
11	Pomorskie	0,8848	0,8519	0,8848	0,9125	0,9583
12	Śląskie	0,8626	1,0000	0,8733	0,9045	0,9461
13	Świętokrzyskie	0,8481	0,8449	0,8846	0,8862	0,9331
14	Warmińsko-mazurskie	0,8409	0,8102	0,8312	0,8851	0,9231
15	Wielkopolskie	0,8690	0,8198	0,8836	0,9122	0,9517
16	Zachodniopomorskie	1,0000	0,9100	0,9525	0,9605	0,9900

ródło: opracowanie własne.

Tabela 10. Wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego dla poszczególnych województw w latach 1999-2003 (wariant III)

Lp.	Województwo	1999	2000	2001	2002	2003
1	Dolnośląskie	0,9442	0,9252	0,9441	0,9591	0,9983
2	Kujawsko-pomorskie	0,8837	0,8819	0,8929	0,9036	0,9304
3	Lubelskie	0,8864	0,8842	0,8652	0,8764	0,9124
4	Lubuskie	0,8958	0,8653	0,8887	0,9160	0,9281
5	Łódzkie	0,8411	0,8267	0,8250	0,8610	0,8979
6	Małopolskie	0,9611	0,9606	0,9472	0,9668	1,0000
7	Mazowieckie	0,9791	0,9575	1,0000	1,0000	0,9611
8	Opolskie	0,9335	0,9120	0,9345	0,9336	0,9576
9	Podkarpackie	0,8991	0,9275	0,8911	0,9127	0,9415
10	Podlaskie	0,9136	0,9151	0,8933	0,9161	0,9242
11	Pomorskie	0,9146	0,9233	0,9240	0,9355	0,9635
12	Śląskie	0,8870	1,0000	0,9086	0,9236	0,9507
13	Świętokrzyskie	0,8751	0,9134	0,9117	0,9035	0,9370
14	Warmińsko-mazurskie	0,8742	0,8830	0,8749	0,9079	0,9285
15	Wielkopolskie	0,8948	0,8830	0,9132	0,9316	0,9554
16	Zachodniopomorskie	1,0000	0,9518	0,9753	0,9710	0,9918

ródło: opracowanie własne.

Tabela 11. Parametry opisowe dla syntetycznego miernika rozwoju Hellwiga w latach 1999-2003

Parametry opisowe	1999	2000	2001	2002	2003
Średnia arytmetyczna	0,3841	0,4189	0,4175	0,4027	0,3727
Mediana	0,3905	0,4591	0,4448	0,4122	0,3484
Odchylenie standardowe	0,1920	0,2094	0,2088	0,2013	0,1863
Współczynnik zmienności	0,5000	0,5000	0,5000	0,5000	0,5000
Asymetria	–0,8324	–1,0875	–0,3285	–0,1546	–0,2014
Minimum	–0,0269	–0,0960	–0,0489	–0,0309	–0,0084
Maksimum	0,6356	0,6666	0,7865	0,7894	0,6640
Rozstęp	0,6625	0,7626	0,8354	0,8203	0,6724

ródło: opracowanie własne.

Tabela 12. Parametry opisowe dla syntetycznego miernika rozwoju według wariantów w latach 1999-2003

Parametry opisowe	1999	2000	2001	2002	2003
Wariant I – wzorzec stały (1999)					
Średnia arytmetyczna	0,8879	0,8323	0,8635	0,9205	0,9332
Mediana	0,8675	0,8189	0,8600	0,9129	0,9250
Odchylenie standardowe	0,0506	0,0634	0,0547	0,0374	0,0338
Współczynnik zmienności	0,0569	0,0761	0,0634	0,0407	0,0362
Asymetria	1,1411	1,3403	1,0178	0,3731	0,8972
Minimum	0,8202	0,7456	0,7819	0,8522	0,8881
Maksimum	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Rozstęp	0,1798	0,2544	0,2181	0,1478	0,1119
Wariant II – wzorzec zmienny					
Średnia arytmetyczna	0,8879	0,8540	0,8792	0,9082	0,9448
Mediana	0,8675	0,8449	0,8784	0,9002	0,9407
Odchylenie standardowe	0,0506	0,0567	0,0503	0,0394	0,0308
Współczynnik zmienności	0,0569	0,0664	0,0572	0,0434	0,0326
Asymetria	1,1411	1,1838	0,8513	0,8600	0,5494
Minimum	0,8202	0,7722	0,7978	0,8490	0,8959
Maksimum	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Rozstęp	0,1798	0,2278	0,2022	0,1510	0,1041
Wariant III – normalizacja przez maksimum					
Średnia arytmetyczna	0,9115	0,9131	0,9119	0,9262	0,9486
Mediana	0,8974	0,9142	0,9101	0,9198	0,9461
Odchylenie standardowe	0,0423	0,0425	0,0428	0,0354	0,0298
Współczynnik zmienności	0,0464	0,0466	0,0470	0,0383	0,0314
Asymetria	0,6681	0,0460	0,1832	0,2808	0,3642
Minimum	0,8411	0,8267	0,8250	0,8610	0,8979
Maksimum	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Rozstęp	0,1589	0,1733	0,1750	0,1390	0,1021

ródło: opracowanie własne.

W tab. 11 i 12 zamieszczono ważniejsze charakterystyki opisowe zmiennych syntetycznych opisujących rozwój demograficzny.

Na podstawie wyników zamieszczonych w tab. 11 można stwierdzić, że:

- średnia arytmetyczna miernika rozwoju Hellwiga wykazywała różnokierunkowe zmiany. Po wzroście jej wartości w 2000 r. wystąpił, w kolejnych latach, jej spadek. Przy czym w 2003 r. średnia wartość miary rozwoju była niższa w porównaniu z rokiem 1999,
- województwa charakteryzowały się dużym zróżnicowaniem wartości syntetycznej miary rozwoju Hellwiga,
- mierniki rozwoju Hellwiga wykazywały asymetrię ujemną, szczególnie silną w 2000 r., po czym w kolejnych latach siła asymetrii słabła. Oznacza to, że przeważająca liczba województw charakteryzowała się wysokim poziomem miernika rozwoju demograficznego (wyższym od przeciętnego).

Analiza wartości średniej arytmetycznej syntetycznego miernika z trzema wariantami (tab. 12) pozwala wysunąć wniosek, iż poziom rozwoju demograficznego w latach 2000-2001 był niższy niż w roku 1999. Począwszy od 2002 r., syntetyczny miernik rozwoju wykazywał tendencję rosnącą. Współczynniki zmienności nie przekraczały 8%, co wskazuje na małe zróżnicowanie wartości miernika syntetycznego. Dla wszystkich trzech wariantów analizy rozkłady mierników miały asymetrię dodatnią o malejącej sile w miarę upływu lat. Z biegiem czasu zmniejszał się również dystans między województwami o najwyższym poziomie rozwoju demograficznego (mazowieckie, zachodniopomorskie, małopolskie) a pozostałymi. Jednak we wszystkich wariantach większość województw charakteryzowała się niższym (od przeciętnego) poziomem syntetycznego miernika rozwoju demograficznego.

3.5. Porządkowanie województw według osiągniętego poziomu rozwoju demograficznego

Obliczone wartości syntetycznych mierników rozwoju demograficznego pozwoliły uporządkować województwa pod względem analizowanego zjawiska. Uporządkowanie, uwzględniające tylko wpływ tzw. czynników wewnętrznych na rozwój demograficzny w wybranych latach, przedstawiono w tab. 13-16.

Z danych zamieszczonych w tab. 13-16 wynika, że występują dosyć znaczne zmiany w uporządkowaniu analizowanych obiektów w czasie. Dla niektórych województw zmiany te są bardziej, a dla innych mniej korzystne. We wszystkich uporządkowaniach pierwsze miejsce zajmowało województwo opolskie, a ostatnie miejsce województwo łódzkie.

W przypadku analizy dynamicznej ważną kwestią jest zwrócenie uwagi nie tylko na miejsce zajmowane przez dane województwo w rankingu, lecz także na wartość miernika, jaką uzyskało ono w kolejnych latach analizy. Warto zauważyć, iż dla kilku województw mimo dobrej pozycji, jaką zajmowały one w porównaniu z pozostałymi, wartości miernika Hellwiga w latach 2001 i 2003 są niższe niż w 1999 r. Jako przykład może służyć województwo małopolskie.

Obserwuje się dużą zgodność uporządkowania województw w zakresie stosowanych mierników. Potwierdziły to także obliczone (bliskie jedności) współczynniki korelacji rang Spearmana między miernikami rozwoju, które okazały się statystycznie istotne na poziomie istotności $\alpha = 0{,}01$. Można więc wnioskować, że sposób obliczania miernika rozwoju nie miał istotnego znaczenia, jeśli chodzi o hierarchizację woje-

Tabela 13. Uporządkowanie województw według syntetycznego miernika rozwoju demograficznego Hellwiga w latach 1999-2003

Województwo	1999	Województwo	2001	Województwo	2003
Opolskie	0,8495	Opolskie	0,9073	Opolskie	0,9058
Pomorskie	0,7137	Małopolskie	0,6804	Małopolskie	0,6883
Małopolskie	0,6973	Śląskie	0,6647	Śląskie	0,6696
Śląskie	0,6011	Mazowieckie	0,6593	Podlaskie	0,6400
Podkarpackie	0,5788	Pomorskie	0,6403	Podkarpackie	0,6356
Podlaskie	0,5738	Dolnośląskie	0,6270	Mazowieckie	0,6152
Mazowieckie	0,5668	Podkarpackie	0,6225	Pomorskie	0,6053
Wielkopolskie	0,4881	Podlaskie	0,6068	Dolnośląskie	0,5986
Dolnośląskie	0,4276	Wielkopolskie	0,5312	Wielkopolskie	0,5859
Warmińsko-mazurskie	0,3903	Kujawsko-pomorskie	0,5297	Zachodniopomorskie	0,4362
Lubelskie	0,3898	Zachodniopomorskie	0,5112	Kujawsko-pomorskie	0,4099
Świętokrzyskie	0,3883	Świętokrzyskie	0,4434	Lubuskie	0,4051
Kujawsko-pomorskie	0,3747	Lubuskie	0,4165	Świętokrzyskie	0,3357
Lubuskie	0,3215	Lubelskie	0,3478	Lubelskie	0,2661
Zachodniopomorskie	0,3211	Warmińsko-mazurskie	0,2889	Warmińsko-mazurskie	0,1636
Łódzkie	–0,1949	Łódzkie	–0,2719	Łódzkie	–0,1154

ródło: opracowanie własne.

wództw według osiągniętego poziomu rozwoju demograficznego uwzględniającego przyjęte czynniki wewnętrzne.

Po uwzględnieniu czynników demograficznych i społeczno-ekonomicznych w syntetycznym mierniku rozwoju demograficznego uporządkowanie województw przedstawiono w tab. 17-20.

Wśród województw charakteryzujących się najwyższym poziomem rozwoju demograficznego w świetle miary rozwoju Hellwiga znalazły się w tym przypadku województwa: mazowieckie i zachodniopomorskie. Natomiast ostatnie miejsce we wszystkich latach badanego okresu zajmowało w tym rankingu województwo łódzkie. Biorąc jednak pod uwagę wartości miernika w kolejnych latach, należy zauważyć, iż w większości województw wykazywały one znaczne wahania. Na przykład województwo świętokrzyskie przesunęło się z dwunastego miejsca w 1999 r. na

Tabela 14. Uporządkowanie województw według syntetycznego miernika rozwoju demograficznego w latach 1999-2003 według wariantu I

Województwo	1999	Województwo	2001	Województwo	2003
Opolskie	1,0000	Opolskie	1,0000	Opolskie	1,0000
Pomorskie	0,9694	Małopolskie	0,9683	Podkarpackie	0,9762
Małopolskie	0,9649	Podkarpackie	0,9636	Małopolskie	0,9701
Podkarpackie	0,9647	Pomorskie	0,9632	Pomorskie	0,9632
Dolnośląskie	0,9447	Zachodniopomorskie	0,9606	Śląskie	0,9476
Śląskie	0,9429	Dolnośląskie	0,9549	Dolnośląskie	0,9442
Zachodniopomorskie	0,9413	Śląskie	0,9488	Zachodniopomorskie	0,9430
Lubuskie	0,9383	Lubuskie	0,9433	Wielkopolskie	0,9344
Warmińsko-mazurskie	0,9368	Kujawsko-pomorskie	0,9323	Lubuskie	0,9311
Podlaskie	0,9201	Wielkopolskie	0,9216	Kujawsko-pomorskie	0,9288
Wielkopolskie	0,9191	Mazowieckie	0,9208	Podlaskie	0,9253
Kujawsko-pomorskie	0,9137	Podlaskie	0,9178	Mazowieckie	0,9188
Mazowieckie	0,9133	Warmińsko-mazurskie	0,9175	Warmińsko-mazurskie	0,9157
Świętokrzyskie	0,9076	Świętokrzyskie	0,9123	Świętokrzyskie	0,9107
Lubelskie	0,8930	Lubelskie	0,8818	Lubelskie	0,8818
Łódzkie	0,8449	Łódzkie	0,8266	Łódzkie	0,8515

ródło: opracowanie własne.

trzecie miejsce w 2001 i czwarte w 2003 r. Województwo śląskie również poprawiło swoją pozycję z piętnastego miejsca w 1999 r. na siódme w 2003 r., co oznacza, że poziom rozwoju demograficznego wzrósł w porównaniu z poziomem, jaki zaobserwowano w pierwszym roku badania. Warto także zwrócić uwagę na to, że województwo opolskie, które zajmowało pierwszą pozycję według wielkości syntetycznego miernika obliczonej dla zmiennych układu I, zajęło, w rankingu z punktu widzenia syntetycznego miernika rozwoju demograficznego uwzględniającego wpływ czynników układu II, czwartą pozycję w 1999 r., i czternastą w 2003 r. Podobnie kształtowało się uporządkowanie województw według wartości syntetycznych mierników obliczonych zgodnie z procedurą ujętą w wariantach I-III. Świadczą o tym wielkości ujęte w tab. 18-20.

Tabela 15. Uporządkowanie województw według syntetycznego miernika rozwoju demograficznego w latach 1999-2003 według wariantu II

Województwo	1999	Województwo	2001	Województwo	2003
Opolskie	1,0000	Opolskie	1,0000	Opolskie	1,0000
Pomorskie	0,9694	Małopolskie	0,9614	Podkarpackie	0,9703
Małopolskie	0,9649	Zachodniopomorskie	0,9610	Małopolskie	0,9646
Podkarpackie	0,9647	Pomorskie	0,9607	Pomorskie	0,9600
Dolnośląskie	0,9447	Podkarpackie	0,9580	Śląskie	0,9496
Śląskie	0,9429	Dolnośląskie	0,9558	Dolnośląskie	0,9460
Zachodniopomorskie	0,9413	Śląskie	0,9505	Zachodniopomorskie	0,9437
Lubuskie	0,9383	Lubuskie	0,9442	Lubuskie	0,9326
Warmińsko-mazurskie	0,9368	Kujawsko-pomorskie	0,9306	Wielkopolskie	0,9325
Podlaskie	0,9201	Warmińsko-mazurskie	0,9203	Kujawsko-pomorskie	0,9269
Wielkopolskie	0,9191	Wielkopolskie	0,9195	Podlaskie	0,9243
Kujawsko-pomorskie	0,9137	Mazowieckie	0,9189	Mazowieckie	0,9174
Mazowieckie	0,9133	Podlaskie	0,9160	Warmińsko-mazurskie	0,9167
Świętokrzyskie	0,9076	Świętokrzyskie	0,9089	Świętokrzyskie	0,9085
Lubelskie	0,8930	Lubelskie	0,8792	Lubelskie	0,8802
Łódzkie	0,8449	Łódzkie	0,8296	Łódzkie	0,8544

ródło: opracowanie własne.

Warto dodać, że niektóre województwa, jak np. śląskie czy podkarpackie, zajmowały zdecydowanie wyższe pozycje w rankingu województw w przypadku mierników opartych tylko i wyłącznie na zmiennych charakteryzujących natężenie procesów demograficznych, niż wówczas, gdy owe mierniki były oparte zarówno na zmiennych demograficznych, jak i społeczno-ekonomicznych. Zmienną z układu II, która w zdecydowany sposób wpłynęła na obniżenie pozycji województwa śląskiego w rankingu, była zmienna X_{13} określająca współczynnik aktywności zawodowej kobiet. Okazuje się, że w latach 1999-2002 województwo śląskie charakteryzowało się najniższym poziomem tego współczynnika. Liczba studentów na 10 tys. ludności również była w tym województwie poniżej średniej krajowej, chociaż dystans ten zmniejszał się w miarę upływu lat.

Tabela 16. Uporządkowanie województw według syntetycznego miernika rozwoju demograficznego w latach 1999-2003 według wariantu III

Województwo	1999	Województwo	2001	Województwo	2003
Opolskie	0,9575	Opolskie	0,9637	Opolskie	0,9706
Pomorskie	0,9286	Małopolskie	0,9275	Podkarpackie	0,9425
Małopolskie	0,9249	Pomorskie	0,9268	Małopolskie	0,9372
Podkarpackie	0,9245	Zachodniopomorskie	0,9266	Pomorskie	0,9327
Dolnośląskie	0,9055	Podkarpackie	0,9245	Śląskie	0,9230
Śląskie	0,9041	Dolnośląskie	0,9217	Dolnośląskie	0,9194
Zachodniopomorskie	0,9019	Śląskie	0,9170	Zachodniopomorskie	0,9171
Lubuskie	0,8989	Lubuskie	0,9110	Lubuskie	0,9067
Warmińsko-mazurskie	0,8981	Kujawsko-pomorskie	0,8981	Wielkopolskie	0,9067
Podlaskie	0,8834	Warmińsko-mazurskie	0,8893	Kujawsko-pomorskie	0,9010
Wielkopolskie	0,8817	Wielkopolskie	0,8878	Podlaskie	0,8995
Mazowieckie	0,8770	Mazowieckie	0,8875	Mazowieckie	0,8927
Kujawsko-pomorskie	0,8765	Podlaskie	0,8853	Warmińsko-mazurskie	0,8919
Świętokrzyskie	0,8707	Świętokrzyskie	0,8772	Świętokrzyskie	0,8833
Lubelskie	0,8576	Lubelskie	0,8500	Lubelskie	0,8572
Łódzkie	0,8131	Łódzkie	0,8033	Łódzkie	0,8329

ródło: opracowanie własne.

4. Ustalanie grup województw o podobnym poziomie rozwoju demograficznego

Klasyfikacja województw została przeprowadzona dla czterech rozpatrywanych metod związanych z wyznaczaniem syntetycznej miary rozwoju demograficznego i dwóch układów zmiennych. Wyniki klasyfikacji dla ostatniego roku analizy, uzyskane metodą k-średnich przy uwzględnieniu zmiennych w układzie I, podano w tab. 21. Za optymalny uznano podział na $k = 5$ grup typologicznych[7].

Pierwsza grupa obejmuje województwa charakteryzujące się wysokim poziomem rozwoju demograficznego w świetle zmiennych z tzw.

Tabela 17. Uporządkowanie województw według syntetycznego miernika rozwoju demograficznego Hellwiga w latach 1999-2003

Województwo	1999	Województwo	2001	Województwo	2003
Małopolskie	0,6356	Mazowieckie	0,7865	Mazowieckie	0,6640
Zachodniopomorskie	0,6024	Zachodniopomorskie	0,7203	Zachodniopomorskie	0,6493
Mazowieckie	0,5610	Świętokrzyskie	0,5867	Wielkopolskie	0,5626
Opolskie	0,5408	Wielkopolskie	0,5622	Świętokrzyskie	0,5346
Dolnośląskie	0,5287	Dolnośląskie	0,5209	Pomorskie	0,5066
Podlaskie	0,5171	Podlaskie	0,4908	Dolnośląskie	0,4859
Wielkopolskie	0,4434	Pomorskie	0,4746	Śląskie	0,3843
Lubuskie	0,4003	Małopolskie	0,4666	Kujawsko-pomorskie	0,3780
Lubelskie	0,3808	Kujawsko-pomorskie	0,4231	Małopolskie	0,3189
Pomorskie	0,3713	Opolskie	0,3892	Podlaskie	0,3172
Kujawsko-pomorskie	0,3503	Lubelskie	0,3440	Lubuskie	0,2829
Świętokrzyskie	0,3371	Lubuskie	0,3078	Lubelskie	0,2808
Podkarpackie	0,3073	Podkarpackie	0,2318	Warmińsko-mazurskie	0,2719
Warmińsko-mazurskie	0,1312	Warmińsko-mazurskie	0,2145	Opolskie	0,2110
Śląskie	0,0650	Śląskie	0,2100	Podkarpackie	0,1233
Łódzkie	–0,0269	Łódzkie	–0,0489	Łódzkie	–0,0084

ródło: opracowanie własne.

[7] Liczba iteracji wynosiła 10.

układu I. Województwo opolskie, będące reprezentantem grupy I we wszystkich wariantach klasyfikacji, charakteryzowało się najniższym poziomem liczby dzieci w wieku poniżej 5 lat na 1000 kobiet w wieku rozrodczym (X_4) oraz niskim syntetycznym współczynnikiem zgonów przedwczesnych mężczyzn (X_{11}). Województwa podkarpackie i małopolskie z kolei charakteryzowały się najwyższą liczbą dzieci w wieku poniżej 5 lat na 1000 kobiet w wieku rozrodczym oraz najniższym poziomem syntetycznego współczynnika zgonów przedwczesnych mężczyzn. Cechami różnicującymi piątą grupę województw od pozostałych, w której znalazły się województwa łódzkie i lubelskie, są przede wszystkim wysoki poziom umieralności ogółem, jak i umieralności mężczyzn w wieku 15-65 lat (X_5 i X_{11}). Województwa: pomorskie, śląskie i dolnośląskie, bez względu na sposób tworzenia zmiennej syntetycznej, zaliczone zostały do grupy dru-

Tabela 18. Uporządkowanie województw według syntetycznego miernika rozwoju demograficznego w latach 1999-2003 według wariantu I

Województwo	1999	Województwo	2001	Województwo	2003
Zachodniopomorskie	1,0000	Mazowieckie	1,0000	Małopolskie	1,0000
Mazowieckie	0,9842	Zachodniopomorskie	0,9403	Dolnośląskie	0,9940
Małopolskie	0,9412	Małopolskie	0,9128	Zachodniopomorskie	0,9830
Dolnośląskie	0,9262	Dolnośląskie	0,9008	Mazowieckie	0,9491
Opolskie	0,8948	Świętokrzyskie	0,8731	Pomorskie	0,9446
Podlaskie	0,8872	Wielkopolskie	0,8700	Wielkopolskie	0,9416
Pomorskie	0,8848	Pomorskie	0,8671	Śląskie	0,9302
Wielkopolskie	0,8690	Opolskie	0,8659	Opolskie	0,9272
Lubelskie	0,8660	Śląskie	0,8540	Świętokrzyskie	0,9229
Lubuskie	0,8638	Podlaskie	0,8443	Podkarpackie	0,9196
Śląskie	0,8626	Kujawsko-pomorskie	0,8344	Kujawsko-pomorskie	0,9111
Podkarpackie	0,8604	Podkarpackie	0,8246	Warmińsko-mazurskie	0,9077
Kujawsko-pomorskie	0,8570	Lubelskie	0,8205	Podlaskie	0,9066
Świętokrzyskie	0,8481	Lubuskie	0,8182	Lubuskie	0,9044
Warmińsko-mazurskie	0,8409	Warmińsko-mazurskie	0,8080	Lubelskie	0,9020
Łódzkie	0,8202	Łódzkie	0,7819	Łódzkie	0,8881

ródło: opracowanie własne.

giej, w której poziom rozwoju demograficznego można określić jako wysoki w świetle przyjętych do badania zmiennych w układzie I. Nieco inne wyniki klasyfikacji uzyskano przy uwzględnieniu wpływu na poziom rozwoju demograficznego czynników demograficznych i społeczno-ekonomicznych (tab. 22).

Tabela 19. Uporządkowanie województw według syntetycznego miernika rozwoju demograficznego w latach 1999-2003 według wariantu II

Województwo	1999	Województwo	2001	Województwo	2003
Zachodniopomorskie	1,0000	Mazowieckie	1,0000	Małopolskie	1,0000
Mazowieckie	0,9842	Zachodniopomorskie	0,9525	Dolnośląskie	0,9982
Małopolskie	0,9412	Małopolskie	0,9215	Zachodniopomorskie	0,9900
Dolnośląskie	0,9262	Dolnośląskie	0,9160	Pomorskie	0,9583
Opolskie	0,8948	Opolskie	0,8888	Mazowieckie	0,9577
Podlaskie	0,8872	Pomorskie	0,8848	Wielkopolskie	0,9517
Pomorskie	0,8848	Świętokrzyskie	0,8846	Opolskie	0,9503
Wielkopolskie	0,8690	Wielkopolskie	0,8836	Śląskie	0,9461
Lubelskie	0,8660	Śląskie	0,8733	Podkarpackie	0,9353
Lubuskie	0,8638	Podlaskie	0,8598	Świętokrzyskie	0,9331
Śląskie	0,8626	Kujawsko-pomorskie	0,8530	Kujawsko-pomorskie	0,9252
Podkarpackie	0,8604	Podkarpackie	0,8440	Warmińsko-mazurskie	0,9231
Kujawsko-pomorskie	0,8570	Lubuskie	0,8419	Lubuskie	0,9223
Świętokrzyskie	0,8481	Lubelskie	0,8342	Podlaskie	0,9197
Warmińsko-mazurskie	0,8409	Warmińsko-mazurskie	0,8312	Lubelskie	0,9095
Łódzkie	0,8202	Łódzkie	0,7978	Łódzkie	0,8959

ródło: opracowanie własne.

Pierwsza grupa typologiczna obejmuje województwa o najwyższym poziomie współczynnika aktywności zawodowej kobiet (X_{13}), wysokiej liczbie studentów na 10 tys. ludności (X_{14}) oraz o niskim współczynniku zgonów na 1000 ludności (X_5). Dwie ostatnie wymienione zmienne cechują przede wszystkim województwa małopolskie, dolnośląskie i zachodniopomorskie. Województwa śląskie i opolskie znalazły się w grupach o średnim poziomie rozwoju demograficznego (trzy warianty dla

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

punktów odniesienia), a województwo łódzkie, bez względu na metodę klasyfikacji czy też metodę tworzenia zmiennych syntetycznych, należy do grupy o najniższym poziomie rozwoju demograficznego. Tę grupę cechuje przede wszystkim jeden z najwyższych w Polsce poziomów współczynnika zgonów (X_5), jak i najwyższy syntetyczny współczynnik zgonów przedwczesnych mężczyzn.

Tabela 20. Uporządkowanie województw według syntetycznego miernika rozwoju demograficznego w latach 1999-2003 według wariantu III

Województwo	1999	Województwo	2001	Województwo	2003
Zachodniopomorskie	1,0000	Mazowieckie	1,0000	Małopolskie	1,0000
Mazowieckie	0,9791	Zachodniopomorskie	0,9753	Dolnośląskie	0,9983
Małopolskie	0,9611	Małopolskie	0,9472	Zachodniopomorskie	0,9918
Dolnośląskie	0,9442	Dolnośląskie	0,9441	Pomorskie	0,9635
Opolskie	0,9335	Opolskie	0,9345	Mazowieckie	0,9611
Pomorskie	0,9146	Pomorskie	0,9240	Opolskie	0,9576
Podlaskie	0,9136	Wielkopolskie	0,9132	Wielkopolskie	0,9554
Podkarpackie	0,8991	Świętokrzyskie	0,9117	Śląskie	0,9507
Lubuskie	0,8958	Śląskie	0,9086	Podkarpackie	0,9415
Wielkopolskie	0,8948	Podlaskie	0,8933	Świętokrzyskie	0,9370
Śląskie	0,8870	Kujawsko-pomorskie	0,8929	Kujawsko-pomorskie	0,9304
Lubelskie	0,8864	Podkarpackie	0,8911	Warmińsko-mazurskie	0,9285
Kujawsko-pomorskie	0,8837	Lubuskie	0,8887	Lubuskie	0,9281
Świętokrzyskie	0,8751	Warmińsko-mazurskie	0,8749	Podlaskie	0,9242
Warmińsko-mazurskie	0,8742	Lubelskie	0,8652	Lubelskie	0,9124
Łódzkie	0,8411	Łódzkie	0,8250	Łódzkie	0,8979

ródło: opracowanie własne.

Uzyskane wyniki badań wskazują na znaczny wpływ czynników społeczno-ekonomicznych na stopień zaawansowania województw w dochodzeniu do nowoczesnego typu reprodukcji ludności. Istotnym czynnikiem wpływającym na zachowania prokreacyjne kobiet w ostatnich latach jest wykształcenie, które wiąże się ściśle z aktywnością zawodową oraz wzrostem aspiracji zawodowych i materialnych zarówno mężczyzn, jak i kobiet.

5. Dynamika rozwoju demograficznego województw w latach 1999-2003

W badaniach poziomu rozwoju demograficznego województw Polski w ujęciu dynamicznym przy użyciu wzorca stałego jako wzorzec przyjęto wartość wyznaczoną dla Polski w 1999 r. Efektem tego jest możliwość porównania zmian zachodzących w badanym okresie w stosunku do sytuacji, która zaistniała w Polsce w 1999 r. Wyniki tak prowadzonej analizy ukazują dynamikę zmian (zarówno wzrostów, jak i spadków) zmiennych syntetycznych opisujących poziom rozwoju demograficznego w dwóch

Tabela 21. Wyniki grupowania województw za pomocą metody *k*-średnich (2003 rok – układ I)

Grupa	Metoda Hellwiga	Wariant I	Wariant II	Wariant III
I	Opolskie	Opolskie Podkarpackie Małopolskie	Opolskie Podkarpackie Małopolskie	Opolskie Podkarpackie Małopolskie
II	Małopolskie Śląskie Podlaskie Podkarpackie Mazowieckie Pomorskie Dolnośląskie Wielkopolskie	Pomorskie Śląskie Dolnośląskie Zachodniopomorskie	Pomorskie Śląskie Dolnośląskie Zachodniopomorskie	Pomorskie Śląskie Dolnośląskie Zachodniopomorskie
III	Zachodniopomorskie Kujawsko-pomorskie Lubuskie Świętokrzyskie	Wielkopolskie Lubuskie Kujawsko-pomorskie Podlaskie	Wielkopolskie Lubuskie Kujawsko-pomorskie Podlaskie	Wielkopolskie Lubuskie Kujawsko-pomorskie Podlaskie
IV	Lubelskie Warmińsko-mazurskie	Mazowieckie Warmińsko-mazurskie Świętokrzyskie	Mazowieckie Warmińsko-mazurskie Świętokrzyskie	Mazowieckie Warmińsko-mazurskie Świętokrzyskie
V	Łódzkie	Lubelskie Łódzkie	Lubelskie Łódzkie	Lubelskie Łódzkie

ródło opracowanie własne.

układach merytorycznych, w stosunku do wartości tych zmiennych obliczonych dla województw Polski na początku badanego okresu.

Analiza dynamiki zmian wartości zmiennych syntetycznych dla poszczególnych województw ma na celu wskazanie województw, w których poziom rozwoju demograficznego w okresie 1999-2003 zwiększył się, obniżył się lub pozostał stały. Ponieważ zmienne syntetyczne są mierzone na skali przedziałowej, analiza dynamiki została przeprowadzona przy użyciu przyrostów absolutnych o podstawie łańcuchowej. Natomiast średni przyrost absolutny o podstawie łańcuchowej wyznaczono na podstawie następującego wzoru:

Tabela 22. Wyniki grupowania województw za pomocą metody *k*-średnich (2003 rok – układ II)

Grupa	Metoda Hellwiga	Wariant I	Wariant II	Wariant III
I	Mazowieckie Zachodniopomorskie Wielkopolskie Świętokrzyskie	Małopolskie Dolnośląskie Zachodniopomorskie	Małopolskie Dolnośląskie Zachodniopomorskie	Małopolskie Dolnośląskie Zachodniopomorskie
II	Pomorskie Dolnośląskie Śląskie Kujawsko-pomorskie	Mazowieckie Pomorskie Wielkopolskie	Pomorskie Mazowieckie	Pomorskie Mazowieckie
III	Małopolskie Podlaskie Lubuskie Lubelskie Warmińsko-mazurskie	Śląskie Opolskie Świętokrzyskie Podkarpackie	Wielkopolskie Opolskie Śląskie	Opolskie Wielkopolskie Śląskie
IV	Opolskie Podkarpackie	Kujawsko-pomorskie Warmińsko-mazurskie Podlaskie Lubuskie Lubelskie	Podkarpackie Świętokrzyskie Kujawsko-pomorskie Warmińsko-mazurskie Lubuskie Podlaskie	Podkarpackie Świętokrzyskie Kujawsko-pomorskie Warmińsko-mazurskie Lubuskie Podlaskie
V	Łódzkie	Łódzkie	Lubelskie Łódzkie	Lubelskie Łódzkie

ródło: opracowanie własne.

$$g_i = \frac{z_{i2003} - z_{i1999}}{4} \quad (i = 1, \ldots, 16), \tag{5.1}$$

gdzie: g_i – średni przyrost absolutny zmiennej syntetycznej dla i-tego województwa.

Tabela 23. Wartości średniego przyrostu absolutnego w latach 1999-2003 dla syntetycznego miernika rozwoju demograficznego

Województwo	Układ I	Układ II
Dolnośląskie	–0,0001	**0,0170**
Kujawsko-pomorskie	**0,0038**	**0,0135**
Lubelskie	–0,0028	**0,0090**
Lubuskie	–0,0018	**0,0101**
Łódzkie	**0,0017**	**0,0170**
Małopolskie	**0,0013**	**0,0147**
Mazowieckie	**0,0014**	– 0,0088
Opolskie	**0,0000**	**0,0081**
Podkarpackie	**0,0029**	**0,0148**
Podlaskie	**0,0013**	**0,0048**
Pomorskie	–0,0015	**0,0149**
Śląskie	**0,0012**	**0,0169**
Świętokrzyskie	**0,0008**	**0,0187**
Warmińsko-mazurskie	–0,0053	**0,0167**
Wielkopolskie	**0,0038**	**0,0182**
Zachodniopomorskie	**0,0004**	–0,0042
Średnia arytmetyczna	0,0004	0,0113
Odchylenie standardowe	0,0024	0,0080
Mediana	0,0010	0,0148
Wartość najmniejsza	–0,0053	–0,0088
Wartość największa	0,0038	0,0187

ródło: opracowanie własne.

Wartości miernika g_i wraz z charakterystykami opisowymi przedstawiono w tab. 23. Pogrubioną czcionką zaznaczono w niej wartości większe od zera, a więc wartości wskazujące na to, że czteroletni przyrost wartości syntetycznego miernika rozwoju był dodatni, czyli że zwiększył się miernik poziomu rozwoju demograficznego w danym województwie, wskazujący jednocześnie na wzrost stopnia zaawansowania województwa w procesie dochodzenia do nowoczesnego typu reprodukcji.

Różnica między województwem, dla którego średni przyrost absolutny o podstawie łańcuchowej był najwyższy, a województwem, dla którego był on najniższy, wynosi: w przypadku I układu zmiennych: 0,0091, w przypadku II układu zmiennych 0,0275. Wartości te były przeszło trzykrotnie wyższe niż odchylenie standardowe. Powyższe charakterystyki świadczą o bardzo dużym zróżnicowaniu dynamiki zmian w poszczególnych województwach, zdecydowanie większe w przypadku uwzględnienia wpływu na rozwój demograficzny czynników wewnętrznych (układ I) niż czynników wewnętrznych i zewnętrznych razem (układ II).

Biorąc pod uwagę I układ zmiennych, można zauważyć, że pięć województw miało ujemne wartości miernika g_i, a więc poziom syntetycznej miary rozwoju demograficznego obniżył się w porównaniu z rokiem 1999. Natomiast aż w dziesięciu województwach (wyłącznie z województwem opolskim) nastąpił jej wzrost. W II układzie zmiennych tylko w województwach: mazowieckim i zachodniopomorskim zaobserwowano obniżenie poziomu syntetycznego miernika rozwoju demograficznego w stosunku do roku 1999.

Do grupy województw o największej, dodatniej dynamice zmian należą województwa:

- kujawsko-pomorskie, wielkopolskie, podkarpackie, jeśli brać pod uwagę zmienne układu I,
- świętokrzyskie, wielkopolskie, dolnośląskie i łódzkie, jeśli brać pod uwagę zmienne układu II.

Niewielką grupę stanowią województwa, których średnie przyrosty absolutne są bliskie zera. Oznacza to, że w województwach: opolskim (0,0000), dolnośląskim (–0,0001), zachodniopomorskim (0,0004) poziom rozwoju demograficznego opisany za pomocą zmiennych układu I był w 2003 r. taki sam lub prawie taki sam jak w 1999 r. Analiza przyrostów absolutnych syntetycznego miernika rozwoju demograficznego opartego na I układzie zmiennych wskazuje, że w 2000 r. w stosunku do 1999 r. aż w dziewięciu województwach nastąpił wzrost poziomu rozwoju demograficznego ludności. W kolejnych latach ów wzrost zanotowano w ośmiu województwach w 2001 r. i aż w trzynastu województwach w 2002 r.

W 2003 r. w stosunku do roku poprzedniego liczba województw, w których mieliśmy do czynienia ze wzrostem zmiennej syntetycznej, zmniejszyła się do czterech. Podobne wyniki otrzymano, analizując dynamicznie wielkości mierników poziomu rozwoju demograficznego zdefiniowane w wariancie II i III.

6. Podsumowanie

Wielowymiarowa analiza porównawcza jest przydatnym narzędziem w badaniach procesów demograficznych. Przeprowadzone badania empiryczne pozwoliły zweryfikować hipotezę o różnym stopniu zaawansowania województw w procesie transformacji demograficznej oraz sklasyfikować jednostki przestrzenne na jednorodne grupy ze względu na wyselekcjonowane zmienne o charakterze zarówno czysto demograficznym, jak i społeczno-ekonomicznym. Jako główne determinanty demograficzne zaawansowania województw w procesie rozwoju demograficznego należy wymienić cechy określające poziom umieralności, szczególnie syntetyczny współczynnik zgonów przedwczesnych mężczyzn oraz surowy współczynnik zgonów. Natomiast aktywność ekonomiczna kobiet oraz poziom wykształcenia społeczeństwa to czynniki zewnętrzne, które niewątpliwie kształtują proces transformacji demograficznej.

Literatura

[1] Baran A., Panek T., Pustała E., *Powiązania procesów demograficznych i społeczno-ekonomicznych w wybranych krajach europejskich w latach 1950-1980*, Seria Monografie i Opracowania, SGPiS, Warszawa 1987.

[2] Cieślak M., *Taksonomiczna procedura programowania rozwoju gospodarczego i określenia potrzeb na kadry kwalifikowane*, „Przegląd Statystyczny” 1974, nr 1.

[3] Cieślak M., *Rozwój demograficzny. Zarys koncepcji i zasad pomiaru*, „Studia Demograficzne” 1985, nr 1.

[4] Cieślak M., *Zagadnienie „ruchomego celu” w wielowymiarowej analizie porównawczej*, „Przegląd Statystyczny” 1990, nr 1-2.

[5] Gatnar E., Walesiak M., *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*, AE, Wrocław 2004.

[6] Grabiński T., *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych*, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, Seria specjalna: Monografie nr 61, Kraków 1984.

[7] Grabiński T., *Metody taksonometrii*, AE, Kraków 1989.

[8] Hellwig Z., *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę kwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny" 1968, nr 4.
[9] Henry L., *Démographie analyse et modèles libraire*, Larousse, Paryż 1972.
[10] Kotowska I.E., *Drugie przejście demograficzne i jego uwarunkowania*, [w:] *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90-tych w świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego*, red. I. Kotowska, SGH, Warszawa 1999.
[11] Kowerski M., *Wpływ recesji gospodarczej na procesy migracyjne w regionach rolniczych*, „Studia Demograficzne" 1994, nr 1-2.
[12] Kurkiewicz J., *Modele przemian płodności w wybranych krajach europejskich w świetle drugiego przejścia demograficznego*, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, Seria specjalna: Monografie nr 131, AE, Kraków 1998.
[13] Kurkiewicz J., Pociecha J., Zając K., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej w badaniach rozwoju demograficznego*, SGH, Instytut Statystyki i Demografii, Warszawa 1991.
[14] Kuropka I., Radzikowska B., *Rozwój demograficzny wybranych krajów europejskich*, „Studia Demograficzne" 1989, nr 2.
[15] Maksimowicz A., Pułaska-Turyna B., Rószkiewicz M., *Rodowód i ewolucja teorii przejścia demograficznego*, [w:] *Teoria przejścia demograficznego*, red. M. Okólski, PWE, Warszawa 1990.
[16] Okólski M., *Modernizacja społeczeństwa a przejście demograficzne*, [w:] *Teoria przejścia demograficznego*, red. M. Okólski, PWE, Warszawa 1990.
[17] Okólski M., *Demografia. Podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*, Wydawnictwo Naukowe „Scholar", Warszawa 2004.
[18] Pluta W., *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*, PWN, Warszawa 1977.
[19] Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zając K., *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*, PWN, Warszawa 1988.
[20] Pociecha J., *Wielowymiarowa analiza porównawcza rozwoju demograficznego krajów europejskich*, „Studia Demograficzne" 1990, nr 4.
[21] Sojka E., *Płodność kobiet w Polsce i woj. śląskim w latach 1990-2001*, [w:] *Procesy demograficzne na Górnym Śląsku w okresie transformacji demograficznej*, badania statutowe pod kier. L. Dziembały, AE, Katowice 2004 (maszynopis).
[22] Sokołowski A., Zając K., *Rozwój demograficzny a rozwój gospodarczy*, PWE, Warszawa 1987.
[23] Stokowski F., *Regionalizacja demograficzna Polski*, PWN, Warszawa 1977.
[24] Strzelecki Z., *Europa – Polska. Stan i perspektywy demograficzne (1980-2050)*, [w:] *Problemy demograficzne Polski przed wejściem do Unii Europejskiej*, red. Z. Strzelecki, PWE, Warszawa 2003.
[25] Walesiak M., *Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*, AE, Wrocław 2002.
[26] Zeliaś A. (red), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, AE, Kraków 2000.

KONKURENCYJNOŚĆ POWIATÓW WOJEWÓDZTWA DOLNOŚLĄSKIEGO W LATACH 2000-2005. POTENCJAŁ DEMOGRAFICZNY

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

Elżbieta Stańczyk

Urząd Statystyczny we Wrocławiu

PL ISSN 1644-6739

1. Wstęp

Celem opracowania jest porównawcza prezentacja poziomu konkurencyjności powiatów województwa dolnośląskiego w zakresie rozwoju potencjału ludnościowego za pomocą wybranych wskaźników demograficznych obliczonych na podstawie danych gromadzonych przez resort statystyki publicznej.

Pojęcie konkurencyjności jest wciąż dyskusyjne, co nie pozwala na jednoznaczne ustalenie określających ją mierników. Ogólnie, mianem konkurencyjności w znaczeniu ekonomicznym określa się zdolność do osiągania sukcesu w gospodarczej rywalizacji[1]. Konkurencyjność regionalna natomiast definiowana jest jako zdolność poszczególnych jednostek terytorialnych do przyciągania kapitału oraz jako zdolność do zatrzymania w regionie posiadanych czynników produkcji. Regionem konkurencyjnym nazywamy więc taki region, który jest w stanie przystosować się do zmieniających się warunków w toczącym się wielopłaszczyznowym współzawodnictwie szybciej niż inne regiony, przez co osiąga poprawę swojej pozycji – przewagę nad innymi regionami (por. m.in. [6; 15 (cyt. za 14, s. 6)]).

Na forum Unii Europejskiej sformułowano jedną z częściej przywoływanych definicji konkurencyjności: „Konkurencyjność wynika z produktywności, efektywności i zyskowności, nie jest jednak celem samym w sobie. Jest skutecznym środkiem osiągania rosnących standardów życia i zwiększania dobrobytu społecznego – narzędziem osiągania celów” [5] (cyt. za 1).

[1] Szerzej o definicjach pojęcia konkurencyjności m.in. w pracach: [3; 13; 8; 1 (cyt. za 14, s. 6)].

Pojęcie konkurencyjności może być stosowane w różnych aspektach. W latach osiemdziesiątych Unia Europejska podjęła próbę oceny regionalnych kryteriów konkurencyjności, czego wynikiem były stosowne raporty. Zgodnie z raportem piątym z 1994 r. za kluczowe zagadnienia charakteryzujące regionalną konkurencyjność uznano infrastrukturę i wyposażenie w kapitał ludzki, bezpośrednie inwestycje zagraniczne, badania naukowe i rozwój technologiczny oraz sytuację obszarów peryferyjnych. Różnice w wyposażeniu regionów w infrastrukturę i kapitał ludzki uznane zostały za podstawowe czynniki kształtujące ich konkurencyjność. W raporcie podjęto również próbę zdefiniowania konkurencyjności przy zwróceniu szczególnej uwagi na rezultaty i mierniki (por. [4; 16, s. 31-32; 19, s. 20-32]).

W niniejszym opracowaniu przyjęto, że o poziomie konkurencyjności powiatów pod względem potencjału ludnościowego świadczą wartości wskaźników charakteryzujących stan i rozmieszczenie ludności, strukturę ludności oraz ruch naturalny i wędrówkowy. Poziom konkurencyjności powiatów określono w ujęciu czasowym, biorąc pod uwagę lata 2000-2005, co pozwoliło zaobserwować zmiany wartości poszczególnych cech opisujących konkurencyjność oraz lokat powiatów w rankingach. Zróżnicowanie stopnia rozwoju demograficznego powiatów, wskazującego na ich konkurencyjność, przedstawiono za pomocą taksonomicznych miar rozwoju.

W artykule wykorzystano wyniki badań zawarte w publikacji „Konkurencyjność powiatów województwa dolnośląskiego w latach 1999-2004", uaktualniając dane o rok 2005 oraz modyfikując metodę analizy, wprowadzając m.in. dodatkowo hipotetyczne wartości mierników przy niezmienności poszczególnych składowych, współczynnik zmienności odpowiednich dystansów konkurencyjnych oraz współczynnik korelacji rang Spearmana.

Opracowanie składa się z części analitycznej i tabelarycznej, poprzedzonych uwagami metodologicznymi, w których zaprezentowano przyjęte metody analizy danych oraz podstawowe definicje i pojęcia. W części analitycznej przedstawiono taksonomiczne miary rozwoju umożliwiające stworzenie rankingu powiatów ze względu na opisywaną dziedzinę, a w tabelarycznej informacje zawierające zestawienia liczbowe mierników rozwoju oraz lokat poszczególnych powiatów w 2000 i 2005 r.

2. Podstawowe pojęcia i definicje wskaźników demograficznych[2]

Dane o stanie i strukturze ludności dotyczą ludności faktycznie zamieszkałej na terenie powiatu. Począwszy od danych za 2000 r., bilans stanu i

[2] Zob. [14, s. 26-27].

struktury ludności oraz wszystkie współczynniki demograficzne opracowywano przy uwzględnieniu wyników Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2002. Współczynniki dotyczące urodzeń i zgonów obliczono na podstawie liczby ludności zameldowanej na pobyt stały (według stanu w dniu 30 VI).

Współczynnik gęstości zaludnienia – jest to liczba osób przypadających na 1 km^2 powierzchni.

Współczynnik urbanizacji – udział ludności miejskiej w ludności ogółem.

Współczynnik przyrostu rzeczywistego – przyrost liczby ludności w ciągu roku na 1000 osób.

Współczynnik młodości demograficznej – liczba dzieci w wieku 0-15 lat przypadająca na 100 osób w wieku 60 lat i więcej, którą można interpretować jako liczbę wnucząt przypadającą na 100 dziadków lub babć.

Ludność w wieku produkcyjnym – ludność w wieku zdolności do pracy; dla mężczyzn przyjęto wiek 18-65 lat, dla kobiet 18-60 lat.

Współczynnik obciążenia demograficznego – liczba osób w wieku nieprodukcyjnym przypadająca na 100 osób w wieku produkcyjnym.

Rodność (współczynnik urodzeń) – liczba zarejestrowanych w danym roku urodzeń żywych w przeliczeniu na 1000 ludności.

Umieralność (współczynnik zgonów) – liczba zarejestrowanych w danym roku zgonów w przeliczeniu na 1000 ludności.

Umieralność osób w wieku 15-59 lat – liczba zgonów osób w wieku 15-49 lat na 1000 ludności w tej grupie wiekowej.

Współczynnik umieralności niemowląt (natężenia zgonów niemowląt) – liczba zgonów niemowląt (dzieci w wieku poniżej 1 roku) na 1000 urodzeń żywych zarejestrowanych w danym roku.

Współczynnik płodności – liczba urodzeń żywych w badanym okresie przypadająca na 1000 kobiet w wieku rozrodczym (15-49 lat). Urodzenia z matek w wieku poniżej 15 lat oraz z matek w wieku 50 i więcej lat zalicza się do wymienionej grupy kobiet 15-49 lat.

Współczynnik dzietności teoretycznej kobiet – oznacza liczbę dzieci, które urodziłaby przeciętnie kobieta w ciągu całego okresu rozrodczego (15-49 lat) przy założeniu, że w poszczególnych fazach tego okresu rodziłaby z intensywnością obserwowaną wśród kobiet w badanym roku, tzn. przy przyjęciu cząstkowych współczynników płodności z tego okresu za niezmienne (stały wzorzec płodności z danego roku).

Współczynnik reprodukcji brutto – przedstawia średnią liczbę żywo urodzonych córek przypadających na jedną kobietę będącą w wieku rozrodczym, przy założeniu, że kobieta będzie rodzić z taką częstością, jaką charakteryzują się wszystkie kobiety rodzące w badanym roku, dla którego oblicza się współczynnik reprodukcji (niezmienne współczynniki płodności – stały wzorzec płodności z danego roku).

Dane o migracjach (ruchu wędrówkowym) wewnętrznych – międzypowiatowych i zagranicznych ludności opracowano na podstawie informacji o zameldowaniach na pobyt stały.

Napływ ludności to nowe zameldowania na pobyt stały (w ruchu wewnętrznym i zagranicznym), a odpływ ludności to wymeldowania ze stałego miejsca zamieszkania.

Współczynnik napływu migracyjnego – liczba ludności przybyłej do danej jednostki administracyjnej (napływ) przypadająca na 1000 osób.

Współczynnik odpływu migracyjnego – liczba ludności opuszczająca daną jednostkę administracyjną (odpływ) przypadająca na 1000 osób.

Współczynnik efektywności migracji – saldo migracji na 100 osób migrujących (sumy przyjazdów i wyjazdów na pobyt stały).

Przy przeliczeniach na 1 mieszkańca (1000 ludności itp.) danych według stanu w końcu roku przyjęto liczbę ludności według stanu w dniu 31 XII, a przy przeliczeniach danych charakteryzujących wielkość zjawiska w ciągu roku – według stanu w dniu 30 VI.

3. Metody badania

Przez pojęcie konkurencyjności powiatu w aspekcie rozwoju demograficznego rozumie się trwałą przewagę powiatu nad innymi powiatami lub też trwały dystans, jaki dzieli jeden powiat od drugiego, czyli miejsce w rankingu pod względem wartości podstawowych mierników rozwoju. W celu określenia stopnia zróżnicowania rozwoju potencjału ludnościowego powiatów (przewagi i dystansu konkurencyjnego) zastosowano taksonomiczne metody porządkowania liniowego – miary rozwoju obliczone na podstawie wybranych wskaźników demograficznych.

Potencjał demograficzny powiatów w roku t przedstawia macierz $\mathbf{X}^t$, która zawiera n obiektów (powiatów) m-wymiarowych:

$$\mathbf{X}^t = \begin{bmatrix} x_{11}^t & \cdots & x_{1j}^t & \cdots & x_{1m}^t \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{i1}^t & \cdots & x_{ij}^t & \cdots & x_{im}^t \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{n1}^t & \cdots & x_{nj}^t & \cdots & x_{nm}^t \end{bmatrix} = [x_{ij}^t]_{n\times m},\ i=1,\ldots,n,\ j=1,\ldots,m,$$

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

gdzie: t – okres (rok z przedziału 2000-2005),
x_{ij}^{t} – wartość j-tej zmiennej dla i-tego powiatu w roku t ,
n – liczba powiatów ($n = 29$),
m – liczba zmiennych diagnostycznych – wskaźników demograficznych.

Pierwszym etapem badania – porządkowania liniowego był dobór cech statystycznych, które możliwie dokładnie charakteryzowałyby analizowane zjawiska. Do analizy taksonomicznej wybrano cechy o charakterze wskaźnikowym, przy czym szczególną uwagę przy ich doborze zwrócono na porównywalność metodologiczną danych empirycznych w badanym okresie, czyli w każdym roku z przedziału 2000-2005 oraz na dostępność danych statystycznych. Z tak dobranych cech statystycznych utworzono wstępny zestaw potencjalnych wskaźników diagnostycznych charakteryzujących potencjał demograficzny:

1. Stan i rozmieszczenie ludności

X_1 – gęstość zaludnienia
X_2 – współczynnik urbanizacji
X_3 – współczynnik przyrostu rzeczywistego ludności

2. Struktura wiekowa ludności

X_4 – mediana wieku (wiek środkowy)
X_5 – współczynnik młodości
X_6 – udział kobiet w wieku rozrodczym (15-49)
X_7 – udział dzieci i młodzieży (0-17)
X_8 – udział ludności w wieku produkcyjnym
X_9 – współczynnik obciążenia demograficznego ludnością w wieku poprodukcyjnym

3. Ruch naturalny

X_{10} – rodność (współczynnik urodzeń)
X_{11} – umieralność
X_{12} – umieralność osób w wieku 15-59 lat
X_{13} – umieralność niemowląt
X_{14} – współczynnik przyrostu naturalnego
X_{15} – współczynnik płodności
X_{16} – współczynnik dzietności
X_{17} – współczynnik reprodukcji brutto

4. Ruch wędrówkowy

X_{18} – współczynnik napływu migracyjnego – ogółem
X_{19} – udział migrantów zagranicznych w ogólnej liczbie osób przybywających
X_{20} – współczynnik odpływu migracyjnego – ogółem
X_{21} – udział migrantów zagranicznych w ogólnej liczbie osób wyjeżdżających

X_{22} – współczynnik salda migracji
X_{23} – współczynnik efektywność migracji
X_{24} – współczynnik efektywność migracji zagranicznych
Zmienne opisujące powiaty (wskaźniki demograficzne) podzielono na cztery dziedziny: stan i rozmieszczenie ludności, struktura ludności, ruch naturalny oraz ruch wędrówkowy. Utworzono zatem cztery macierze:

$$\mathbf{X}_k^t = \left\lfloor x_{ijk}^t \right\rfloor_{n\times m_k}, \; i=1,\dots,n, \; j=1,\dots,m_k, \; k=1,\dots,4,$$

gdzie: x_{ijk}^t – wartość j-tej zmiennej dla i-tego powiatu w k-tej dziedzinie oraz w roku t,
m_k – liczba zmiennych diagnostycznych z k-tej dziedziny; $\sum_{k=1}^{4} m_k = m$,
k – numer dziedziny.

Następnie ze zbioru potencjalnych cech objaśniających, wykorzystując klasyczny współczynnik zmienności oparty na odchyleniu standardowym V_s, wyeliminowano zmienne charakteryzujące się niskim zróżnicowaniem. Przyjęto, że zbyt słabymi właściwościami diagnostycznymi odznaczają się wskaźniki, dla których współczynnik zmienności jest mniejszy lub równy wartości progowej V_s^* wynoszącej 10%. Tak więc z zestawu potencjalnych wskaźników diagnostycznych wyeliminowano:
X_4 – mediana wieku (wiek środkowy),
X_6 – udział kobiet w wieku rozrodczym (15-49),
X_8 – udział procentowy osób w wieku produkcyjnym,
X_{16} – współczynnik dzietności,
X_{17} – współczynnik reprodukcji brutto.
Kolejnym kryterium doboru zmiennych do analizy było słabe skorelowanie ich między sobą. Zatem dla każdej k-tej wyróżnionej dziedziny obliczono współczynniki korelacji wszystkich par zmiennych, wyznaczając macierze:

$$\mathbf{R}_k = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & \cdots & r_{1m_k} \\ r_{21} & \cdots & \cdots & r_{2m_k} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ r_{m_k1} & r_{m_k2} & \cdots & 1 \end{bmatrix},$$

gdzie r_{jl} to współczynniki korelacji liniowej Pearsona j-tej i l-tej zmiennej z k-tej dziedziny ($j, l = 1, 2,\dots, m_k$).

Jednym ze sposobów eliminacji zmiennych, które są nośnikiem podobnych lub takich samych informacji, w zależności od układu wartości macierzy korelacji, jest metoda parametrycznej klasyfikacji i doboru cech Hellwiga (por. m.in. [7; 24; 18; 17, s. 29-31]. Podstawę klasyfikacji cech według tej metody stanowiła krytyczna wartość współczynnika korelacji liniowej r^*, która określa poziom istotności współczynnika korelacji. W niniejszej analizie przyjęto poziom $r^* = 0{,}7$ arbitralnie[3].

Kolejny etap analizy dotyczył określenia charakteru przyjętych wskaźników diagnostycznych, tj. podziału na stymulanty oraz destymulanty. Przez pojęcie stymulanty rozumie się takie cechy decydujące o lepszym poziomie rozpatrywanego zjawiska w badanym obiekcie, czyli wskaźniki, które wpływają na podnoszenie poziomu konkurencyjności (im wyższe wartości tych wskaźników, tym wyższe wartości miernika rozwoju powiatu). Destymulantami są wskaźniki, które mogą hamować rozwój konkurencyjności regionu. Pożądane są niskie wartości tych wskaźników (im niższe ich wartości, tym wyższe wartości miernika rozwoju powiatu).

Na podstawie metody parametrycznej klasyfikacji i doboru cech Hellwiga [7; 18] ze zbioru potencjalnych cech wyodrębniono następujące klasy:

centralne

X_7 – udział dzieci i młodzieży (S)

X_9 – współczynnik obciążenia demograficznego ludnością w wieku poprodukcyjnym (D)

X_{12} – umieralność osób w wieku 15-59 lat (D)

X_{15} – współczynnik płodności (S)

X_{18} – współczynnik napływu migracyjnego – ogółem (S)

X_{21} – udział migrantów zagranicznych w ogólnej liczbie osób wyjeżdżających (D)

satelitarne

X_5 – współczynnik młodości (S)

X_8 – udział ludności w wieku poprodukcyjnym (D)

X_{10} – rodność – współczynnik urodzeń (S)

X_{11} – umieralność (D)

X_{14} – współczynnik przyrostu naturalnego (S)

X_{22} – współczynnik salda migracji (S)

X_{23} – współczynnik efektywności migracji (S)

X_{24} – współczynnik efektywności migracji zagranicznych (S)

---

[3] W analizach statystycznych zwykle przyjmuje się, że wartość współczynnika korelacji Pearsona z przedziału (0,7; 0,9) świadczy o znacznej zależności korelacyjnej między zmiennymi.

izolowane

X_1 – gęstość zaludnienia (S)

X_2 – współczynnik urbanizacji (S)

X_3 – współczynnik przyrostu rzeczywistego ludności (S)

X_{13} – umieralność niemowląt (D)

X_{19} – udział migrantów zagranicznych w ogólnej liczbie osób przybywających (S)

X_{20} – współczynnik odpływu migracyjnego – ogółem (D)

Wymienione cechy centralne i izolowane utworzyły zestaw finalny wskaźników diagnostycznych wraz z określeniem charakteru wskaźnika (S – stymulanta, D – destymulanta). W celu wzajemnej porównywalności analizowanych cech statystycznych, które są mierzone w różnych jednostkach, przeprowadzono ich standaryzację, dzięki której zmienne z_{ij}^t wyrażone są w postaci liczb niemianowanych ze średnią arytmetyczną równą 0 i wariancją oraz odchyleniem standardowym równym 1. Następnie zmienne, które miały charakter destymulant X_{12}, X_{13}, X_{20} i X_{21} sprowadzono do postaci stymulant poprzez pomnożenie ich wartości przez –1.

Dla każdego z przyjętych do badania czterech obszarów badawczych – dziedzin (stanu i rozmieszczenia ludności, struktury ludności, ruchu naturalnego oraz ruchu wędrówkowego) na podstawie finalnego zestawu wskaźników diagnostycznych (po standaryzacji i zamianie destymulant na stymulanty) dla wszystkich powiatów i każdego roku z okresu 2000-2005 obliczono odpowiednie wartości taksonomicznych cząstkowych mierników rozwoju – opartych na rangach (metodą sum standaryzowanych[4]) według wzoru:

$$d_{ik}^t = \frac{p_{ik}^t - p_{k\,\min}}{p_{k\,\max} - p_{k\,\min}},$$

gdzie: d_{ik}^t – wartość cząstkowego miernika dla i-tego powiatu w k-tej dziedzinie w okresie t,

p_{ik}^t – dla każdego i-tego powiatu suma wartości analizowanych zmiennych diagnostycznych w k-tej dziedzinie w okresie t, czyli

$$p_{ik}^t = \sum_{j=1}^{m_k} z_{ijk}^t \cdot w_{jk},$$

przy czym w_{jk} to waga j-tej zmiennej w k-tej dziedzinie

[4] Nazywana też metodą względnych odległości od wzorca – np. [7, s. 290; 24; 18].

$p_{k\ \min}$ – suma wartości minimalnych wszystkich analizowanych wskaźników z k-tej dziedziny (teoretyczny antywzorzec rozwoju dla całego okresu 2000-2005), czyli

$$p_{k\ \min} = \sum_{j=1}^{m_k} z_{-0j} \cdot w_{jk} ,$$

przy czym z_{-0j} to wartości zmiennych dla antywzorca:

$$z_{-0j} = \min_t \min_i z_{ij}^t$$

$p_{k\ \max}$ – suma wartości maksymalnych wszystkich analizowanych wskaźników z k-tej dziedziny (teoretyczny wzorzec rozwoju dla całego okresu 2000-2005), czyli

$$p_{k\ \max} = \sum_{j=1}^{m_k} z_{0j} \cdot w_{jk} ,$$

przy czym z_{0j} to wartości zmiennych dla wzorca: $z_{0j} = \max_t \max_i z_{ij}^t$.

Ze względu na wiele polemik dotyczących metod formalno-statystycznych określania wag dla zmiennych diagnostycznych przypisano w każdej k-tej dziedzinie jednakowe znaczenie każdej cesze – wagę równą: $w_{jk} = 1/m_k$ dla każdej j-tej zmiennej.

Zatem w k-tej dziedzinie średnia arytmetyczna uzyskanych przez obiekty (powiaty) mierników rozwoju $d_{1k}^t, \ldots, d_{nk}^t$ dla każdego t jest identyczna i wynosi:

$$\bar{d}_k^t = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} d_{ik}^t = \frac{-p_{k\ \min}}{p_{k\ \max} - p_{k\ \min}} .$$

Na bazie cząstkowych mierników rozwoju dla każdego roku z okresu 2000-2005 obliczono syntetyczne mierniki rozwoju potencjału demograficznego, przyjmując jednakowe znaczenie każdej z dziedzin:

$$d_i^t = \frac{p_i^t - p_{\min}}{p_{\max} - p_{\min}} ,$$

gdzie: d_i^t – wartość syntetycznego miernika rozwoju dla i-tego powiatu w okresie t,

p_i^t – dla każdego i-tego powiatu suma wartości analizowanych zmiennych diagnostycznych w okresie t, czyli

$$p_i^t = \sum_{j=1}^{m} z_{ij}^t \cdot w_j ,$$

przy czym $m = m_1 + \ldots + m_k$ oraz $w_j = \frac{1}{k} \cdot \frac{1}{m_k}$ waga j-tej zmiennej należącej do k-tej dziedziny,

$$p_{\min} = \sum_{j=1}^{m} z_{-0j} \cdot w_j \text{ oraz } p_{\max} = \sum_{j=1}^{m} z_{0j} \cdot w_j .$$

Mierniki te (cząstkowe i syntetyczne) przyjęły wartości z przedziału [0, 1], przy czym miara rozwoju jest równa 1 w przypadku wzorca rozwoju (tj. teoretycznej jednostki, dla której wszystkie analizowane zmienne przyjmują wartości maksymalne) oraz 0 w przypadku antywzorca (tj. teoretycznej jednostki, dla której wszystkie analizowane zmienne przyjmują wartości minimalne). Ponieważ założono, że w badaniu wszystkie zmienne są stymulantami, stąd im wyższa wartość miernika rozwoju, tym wyższym poziomem badanego zjawiska charakteryzuje się powiat. Inaczej – im większa rozpiętość między danym powiatem a przyjętym wzorcem teoretycznym w przeprowadzonym rankingu, tym większy jest dystans konkurencyjny; im większy dystans – tym więcej powiat ma do nadrobienia w rozwoju poszczególnych aspektów konkurencyjności.

Na podstawie mierników rozwoju dokonano podziału powiatów na cztery grupy poziomu konkurencyjności, korzystając z metody trzech średnich (por. m.in. [18, s. 92-94]). Punktem wyjścia tej metody klasyfikacji jest zbiór powiatów uporządkowanych według malejących wartości mierników rozwoju, dla których policzono średnią arytmetyczną – $\overline{m}$. Dla powiatów, dla których mierniki rozwoju były większe niż obliczona średnia $\overline{m}$, policzono kolejną średnią $\overline{m}_1$. Podobnie dla powiatów, dla których mierniki rozwoju były mniejsze niż średnia z wszystkich $\overline{m}$ policzono średnią $\overline{m}_2$. Zbiór powiatów został podzielony na cztery rozłączne grupy. W poszczególnych grupach znalazły się powiaty o wartościach miernika rozwoju z przedziału:

– I grupa (wysoki poziom konkurencyjności) – miernik rozwoju powiatu $m_i > \overline{m}_1$,
– II grupa (średni poziom konkurencyjności) – miernik rozwoju powiatu $\overline{m} < m_i \leq \overline{m}_1$,
– III grupa (niski poziom konkurencyjności) – miernik rozwoju powiatu $\overline{m}_2 < m_i \leq \overline{m}$,

– IV grupa (bardzo niski poziom konkurencyjności) – miernik rozwoju powiatu $m_i \leq \overline{m}_2$.

Analizując zróżnicowanie dynamiki wartości mierników rozwoju (cząstkowych i syntetycznych) w badanym okresie, obliczono dla każdego *i*-obiektu (powiatu):

$$\text{indeks dynamiki } I_i = \frac{d_i^t}{d_i^{t_0}} \cdot 100\% = \frac{d_i^{2005}}{d_i^{2000}} \cdot 100\%$$

oraz przeciętne roczne tempo zmian danego miernika na podstawie średniej geometrycznej łańcuchowych indeksów dynamiki, tj.

$$\overline{T}_{i(6)}[\%] = \sqrt[6-1]{\frac{d_i^t}{d_i^{t-1}} \cdot \ldots \cdot \frac{d_i^{t_0+1}}{d_i^{t_0}}} \cdot 100\% - 100\% = \sqrt[5]{\frac{d_i^t}{d_i^{t_0}}} \cdot 100\% =$$

$$= \sqrt[5]{\frac{d_i^{2005}}{d_i^{2000}}} \cdot 100\% - 100\%,$$

gdzie: $\overline{T}_{i(6)}[\%]$ – przeciętne roczne tempo zmian miernika rozwoju *i*-tego powiatu w badanych sześciu latach,

d_i^t – miernik rozwoju *i*-tego powiatu w okresie *t*.

W celu zbadania wpływu współczynników cząstkowych na zmianę współczynnika syntetycznego obliczono hipotetyczne wartości mierników rozwoju przy niezmienności poszczególnych składowych oraz odpowiednie indeksy dynamiki:

$${}_{k_0}I_i = \frac{{}_{k_0}d_i^t}{d_i^{t_0}} \cdot 100\% = \frac{\sum_{k \neq k_0}(p_{ik}^t - p_{k\,\min}) + p_{ik_0}^{t_0} - p_{k_0\,\min}}{p_i^{t_0} - p_{\min}} \cdot 100\%,$$

gdzie: ${}_{k_0}I_i$ – indeks dynamiki syntetycznego miernika rozwoju przy niezmiennych z okresu podstawowego ($t_0 = 2000$) wartościach zmiennych wchodzących w skład k_0 dziedziny,

${}_{k_0}d_i^t$ – hipotetyczny syntetyczny miernik rozwoju w okresie badanym *t* przy niezmiennych z okresu podstawowego ($t_0 = 2000$) wartościach zmiennych wchodzących w skład k_0 dziedziny.

Zgodność uporządkowań obiektów (powiatów) według wartości mierników rozwoju w okresie *t* i t_0 mierzono współczynnikiem korelacji rang Spearmana:

$$r_S = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{i=1}^{n} (R_{ti} - R_{t_0 i})^2}{n \cdot (n^2 - 1)},$$

gdzie $R_{ti} - R_{t_0 i}$ – to dla *i*-tego obiektu różnica pomiędzy rangą w okresie *t* oraz okresie t_0.

W celu uwypuklenia wyników zróżnicowania (specjalizacji) rozwoju demograficznego według wyróżnionych czterech dziedzin obliczono dla każdego powiatu współczynnik zmienności odpowiednich dystansów konkurencyjnych:

$$V_i^t = \frac{\frac{1}{k}\sum_{l=1}^{k}(d_{l\max}^t - d_{li}^t)}{\sqrt{\frac{\sum_{l=1}^{k}\left((d_{l\max}^t - d_{li}^t) - \frac{1}{k}\sum_{l=1}^{k}(d_{l\max}^t - d_{li}^t)\right)^2}{k}}} \cdot 100\%,$$

gdzie: $d_{l\max}^t - d_{1i}^t, \ldots, d_{l\max}^t - d_{ki}^t$ – oznaczają dla *i*-tego powiatu w okresie *t* odpowiednio dystanse konkurencyjne w poszczególnych dziedzinach.

4. Syntetyczny miernik rozwoju potencjału demograficznego powiatów

Jednym z czynników wpływających na konkurencyjność powiatów jest potencjał demograficzny, który w niniejszym opracowaniu został przedstawiony za pomocą wybranych wskaźników demograficznych charakteryzujących liczbę i strukturę ludności, ruch naturalny i reprodukcję oraz ruch wędrówkowy. Taksonomiczne miary (cząstkowe i syntetyczne) obliczone na podstawie tych wskaźników umożliwiły pokazanie zróżnicowania przemian demograficznych w poszczególnych powiatach.

W latach 2000-2005 syntetyczny miernik rozwoju przyjmował wartości od 0,297 do 0,549 (zmienność 15,3%). Na pierwszym miejscu pod względem potencjału demograficznego plasował się powiat polkowicki, dla którego syntetyczny miernik liczony dla całego okresu miał wartość największą – 0,549 (tab. 1 i 6 oraz rys. 1). Drugie i trzecie miejsce zajmowały powiaty wrocławski i głogowski o wartościach miernika kształtujących się na poziomie 0,531. Najniższe noty uzyskały powiaty: wałbrzyski (0,297), m. Jelenia Góra (0,324) oraz kłodzki (0,350). Zatem, aby pokonać dystans dzielący powiat wałbrzyski od pierwszego w rankingu – polkowickiego, jego ogólny miernik rozwoju musiałby ulec zwiększeniu o 85,0%.

Spośród miast na prawach powiatu najmniejszy dystans (najmniejsze opóźnienie rozwoju demograficznego) do prowadzącego powiatu wrocławskiego miała Legnica (11 lokata; różnica wartości miernika stanowiła 16,6%), a największy – Jelenia Góra (28 lokata; różnica wartości miernika stanowiła 69,8%). Miasto Wrocław zajmowało 14 lokatę.

Korzystając z metody trzech średnich, dokonano klasyfikacji powiatów według mierników rozwoju dla okresu 2000-2005, wyodrębniając cztery grupy poziomu konkurencyjności (tab. 1).

Do grupy o wysokim poziomie konkurencyjności zaklasyfikowano 8 powiatów, dla których miernik rozwoju przyjmował wartości powyżej 0,5. Powiaty te znajdowały się w północnej części województwa dolnośląskiego (polkowicki, głogowski, górowski, trzebnicki, milicki) oraz wschodniej (oleśnicki, oławski, wrocławski). Bardzo niskim poziomem konkurencyjności odznaczały się m.in. powiaty leżące na południu województwa, szczególnie przygraniczne: wałbrzyski, kłodzki, ząbkowicki, m. Jelenia Góra oraz lubański. Powiaty te znajdowały się na ostatnich pozycjach m.in. pod względem ruchu naturalnego ludności.

Obliczenia wskazują, że dla 15 powiatów nastąpił spadek miernika rozwoju demograficznego, a dla 14 – wzrost. Przeciętne roczne tempo zmian wartości miernika rozwoju kształtowało się na poziomie od –4,5% do 3,1% (tab. 6). Najbardziej pogorszyła się sytuacja (i konkurencyjność) w latach 2000-2005 w powiecie oławskim (średnio z roku na rok o 4,5%), dla którego zarówno w przypadku ruchu naturalnego, jak i ruchu wędrówkowego oraz stanu i struktury ludności mierniki rozwoju uległy znacznemu zmniejszeniu. Gdyby dla powiatu oławskiego przyjąć stałe z 2000 r. wartości wskaźników charakteryzujących ruch naturalny, syntetyczny miernik rozwoju w 2005 r. osiągnąłby 89,2% poziomu z 2000 r. (a nie 79,1%). I wówczas powiat ten nie obniżyłby swojej lokaty z 2 na 12, ale tylko z 2 na 5.

Tendencja wzrostowa miernika, świadcząca o rozwoju potencjału demograficznego, wystąpiła głównie w powiecie wrocławskim (wzrost z roku na rok średnio o 3,1%). Sytuacja taka była wynikiem korzystnych zmian w stanie i rozmieszczeniu ludności, a także w ruchu naturalnym i wędrówkowym, dla których mierniki rozwoju uległy zwiększeniu. Spośród miast na prawach powiatu wzrost wartości mierników wystąpił tylko w m. Wrocławiu – przeciętne roczne tempo wzrostu wynosiło 2,4% i w konsekwencji zmniejszył się dystans konkurencyjny w stosunku do Legnicy. W roku 2000 m. Wrocław od m. Legnicy dzielił dystans 8 lokat, a w 2005 r. już tylko 1 lokata. Wrocław, w przeciwieństwie do Legnicy, a także i Jeleniej Góry, wyróżniał się w omawianym okresie polepszeniem sytuacji w zakresie rozwoju liczebnego ludności.

Nierównomierny rozwój potencjału demograficznego spowodował zmiany zajmowanych przez powiaty lokat oraz odmienną przynależność powiatów do grup konkurencyjności w poszczególnych latach badanego okresu (tab. 1). Najbardziej swoją rangę obniżyły powiaty: oławski – z 2 na 12 oraz wołowski – z 13 na 19. Największy awans osiągnęły powiaty m. Wrocław (z 18 na 11) i wrocławski (z 9 na 2).

Lokaty powiatów w latach 2000 i 2005 ulegały niewielkim zmianom (współczynnik korelacji rang Spearmana – 0,894). Dla 15 powiatów przesunięcia między lokatami wynosiły co najwyżej 2 pozycje. Przy czym 6 powiatów, jak: trzebnicki, m. Legnica, lwówecki, ząbkowicki, m. Jelenia Góra i wałbrzyski, plasowało się w 2005 r. na takiej samej pozycji jak w 2000 r., pomimo zmian w wartościach miernika rozwoju (odpowiednio lokaty: 7, 10, 21, 27, 28 i 29).

W ciągu kolejnych lat okresu 2000-2005 żaden powiat nie utrzymywał się niezmiennie na tej samej pozycji. Odchylenie przeciętne lokat powiatów w analizowanych latach przyjmowało wartości od 0,3 do 4,6 lokaty. Największą stabilnością pod względem zajmowanych lokat (mierzoną odchyleniem przeciętnym), oprócz wymienionych już wcześniej powiatów m. Jeleniej Góry (w każdym roku, poza 2004, na miejscu 28), m. Legnicy (w każdym roku, poza 2004, na miejscu 10), odznaczał się także powiat wałbrzyski (w każdym roku, poza 2004, na miejscu 29).

5. Stan i rozmieszczenie ludności

Mierniki rozwoju umożliwiające stworzenie rankingu powiatów pod względem różnic w stanie i rozmieszczeniu ludności obliczono na podstawie gęstości zaludnienia, stopnia urbanizacji oraz współczynnika przyrostu rzeczywistego ludności, tzn. wskaźników, które są podstawą wielu analiz demograficznych, charakteryzujących zasoby ludnościowe.

Pod względem cząstkowego miernika stanu ilościowego ludności powiaty charakteryzowały się znacznym zróżnicowaniem – dla średnich z okresu 2000-2005 współczynnik zmienności wyniósł 38,5% (wartości miernika od 0,173 do 0,688). Najwyższe wartości mierników wystąpiły w miastach na prawach powiatu: we Wrocławiu (0,688), zajmującym w każdym roku, poza 2000 r., miejsce 1, oraz Legnicy (0,636) i Jeleniej Górze

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

(0,406). Dla pozostałych 26 powiatów miernik rozwoju w zakresie stanu i rozmieszczenia ludności kształtował się na poziomie poniżej wartości 0,4. Spośród nich szczególnie wyróżniały się powiaty głogowski (0,372), wrocławski (0,371) i oławski (0,370) – por. tab. 2 i 7 oraz rys. 4.

Najniższe wartości miernika miały powiaty: strzeliński (0,173), ząbkowicki (0,180) i legnicki (0,206). Aby zatem osiągnąć porównywalny z Wrocławiem poziom konkurencyjności, miernik rozwoju dla powiatu strzelińskiego musiałby zwiększyć się prawie czterokrotnie (z głogowskim – przeszło dwukrotnie).Warto tu dodać, iż 12 powiatów nie osiągnęło $\frac{1}{4}$ poziomu wzorcowego.

Na wysoką wartość miernika rozwoju powiatów o wysokim poziomie konkurencyjności, tj. m. Wrocławia, m. Legnicy i m. Jeleniej Góry, wpływ miały przede wszystkim miejski charakter powiatów oraz wysoka gęstość zaludnienia (odpowiednio 2170, 1888 i 798 osób na km^2 w 2005 r. przy średniej w województwie 145 osób na km^2), a w przypadku powiatu głogowskiego i oławskiego, oprócz stosunkowo wysokiej na tle pozostałych jednostek gęstości zaludnienia, również dodatnie roczne przyrosty rzeczywiste ludności.

Przewaga konkurencyjna Wrocławia w porównaniu z pozostałymi miastami wynikała z dysproporcji w wartościach gęstości zaludnienia.

Bardzo niski poziom konkurencyjności miały powiaty o niskim stopniu urbanizacji oraz niskiej gęstości zaludnienia (m.in. strzeliński, legnicki, lwówecki, średzki, górowski, milicki) czy najwyższym ubytku ludności – wysokim, ujemnym przyroście rzeczywistym (kłodzki, ząbkowicki). Szczególnie wyróżnia się powiat średzki, gdzie na 100 km^2 przypadało w 2005 r. tylko 70 osób (czyli mniej więcej połowa poziomu ogólnowojewódzkiego), wśród których mieszkańcy miast stanowili 17,9% (czyli $\frac{1}{4}$ poziomu w województwie).

Cząstkowe mierniki rozwoju obliczone dla poszczególnych lat charakteryzowały się tylko w 13 powiatach tendencją wzrostową, w pozostałych 16 – spadkową (przeciętne roczne tempo zmian od – 5,9% do 7,2%) – por. rys. 6.

Do powiatów, w których w latach 2000-2005 nastąpił wzrost wartości miernika, należały: wrocławski (przeciętne roczne tempo wzrostu 7,2%), lubański (średnio z roku na rok o 6,6%), złotoryjski (średnio o 4,5%), legnicki (średnio o 3,8%) oraz m. Wrocław (średnio o 3,4%). Powiaty te wyróżniały się na tle pozostałych tendencją wzrostową współczynnika przyrostu rzeczywistego, szczególnie powiat wrocławski, w którym na każde 1000 mieszkańców przypadał wzrost liczby ludności od 7,3 osób w 2000 r. do 13,5 w 2005 r., podczas, gdy ogółem w województwie dolnośląskim w całym analizowanym okresie 2000-2005 przyrost rzeczywisty był ujemny (zarówno w 2000 r., jak i 2005 r. kształtował się na porównywalnym poziomie –1,7‰). W konsekwencji w powiecie wrocławskim nastąpił też najsilniejszy wzrost gęstości zaludnienia: z 85 osób na km^2 do 90 w 2005 r., czyli o 6,3% (w województwie dolnośląskim spadek z 146,0 do 144,8 – spadek o 0,8%).

Do powiatów o najsilniejszej tendencji spadkowej miernika rozwoju należały: strzeliński (przeciętny roczny spadek o 5,9%), górowski (przeciętnie z roku na rok o 4,9%) oraz trzebnicki (przeciętnie z roku na rok o 4,5%).

Warto dodać, iż przy przyjęciu stałych z 2000 r. wartości współczynnika przyrostu rzeczywistego syntetyczny miernik rozwoju w 2005 r. w przypadku wymienionych powiatów: wrocławskiego, złotoryjskiego, m. Wrocławia i legnickiego osiągnąłby porównywalną z 2000 r. wartość (a nie większą). Na przykład powiat wrocławski plasowałby się w 2005 r. na 12 miejscu, a nie na 3 (tab. 7).

W wyniku niejednakowej dynamiki mierników rozwoju w latach 2000-2005, m.in. wzrostu wartości maksymalnej (o 15,3%) przy porównywalnym poziomie minimalnej (0,156 w 2000 r. i 0,148 w 2005 r.) zwiększył się o 15,7% dystans konkurencyjny (rys. 5).

W ciągu analizowanych sześciu lat lokaty powiatów pod względem mierników stanu i struktury ludności ulegały niewielkim zmianom, o czym świadczy współczynnik korelacji rang Spearmana o wartości równej 0,883. Dla 19 powiatów przesunięcia między lokatami wynosiły co najwyżej 2 pozycje. Przy czym cztery powiaty: oleśnicki, lubiński, wołowski i jeleniogórski plasowały się w 2005 r. na takiej samej pozycji jak w 2000 r. (odpowiednio lokaty: 9, 10, 17 i 20).

Największy awans wystąpił w powiecie lubańskim (z pozycji 26 na 15) oraz wrocławskim (z 12 na 3), a największe obniżenie zajmowanych lokat, tj. o 8 pozycji, wystąpiło w powiecie górowskim (z miejsca 16 na 24), o 7 pozycji zaś w trzebnickim (z miejsca 7 na 14). Do zmiany lokat przyczyniły się głównie zmiany w wartościach współczynnika przyrostu rzeczywistego ludności. Przy przyjęciu stałych z 2000 r. wartości współczynnika przyrostu rzeczywistego syntetyczny miernik rozwoju powiatu górowskiego czy trzebnickiego osiągnąłby w 2005 r. wartość porównywalną z 2000 r. (a nie znacznie mniejszą) i powiaty te nie zmieniłyby tak swoich lokat (górowski plasowałby się wówczas na 15 lokacie – zamiast na 24, a trzebnicki na 7 lokacie – zamiast na 14).

W kolejnych latach okresu 2000-2005 przeciętne wahania rang kształtowały się na poziomie od 0,3 do 4,0 lokat.

Podobnie jak w przypadku miernika syntetycznego, również pod względem miernika stanu i rozmieszczenia ludności żaden powiat nie utrzymywał się na tej samej pozycji w ciągu kolejnych lat okresu 2000-2005.

Dużą stabilnością pod względem zajmowanych lokat odznaczały się powiaty: m. Wrocław – w każdym roku poza 2000 – lokata 1 (w 2000 r. – 2) i m. Legnica – w każdym roku poza 2000 – lokata 2 (w 2000 r. – 1) oraz m. Jelenia Góra (odpowiednio lokaty: 3, 5, 3, 4, 3 i 4).

Kolejną konsekwencją zróżnicowanej dynamiki mierników rozwoju była odmienna, w poszczególnych latach badanego okresu, przynależność powiatów do wyróżnionych grup konkurencyjności.

6. Struktura wiekowa ludności

Mierniki rozwoju umożliwiające ranking powiatów pod względem różnic w strukturze ludności obliczono na podstawie struktury wiekowej, gdyż warunkuje ona tempo zmian ludności oraz kształtowanie się przyszłościowych trendów płodności i umieralności, ma znaczenie także dla wielu sfer życia społeczno-ekonomicznego. Umożliwia m.in. określenie wielkości i struktury konsumpcji dóbr i usług, odpowiedniego poziomu infrastruktury służby zdrowia, odpowiedniej liczby szkół, przedszkoli, żłobków.

Dla rozwoju gospodarczego i konkurencyjności danego terytorium, szczególnie istotnym czynnikiem jest liczba ludności w wieku produkcyjnym, która określa zasoby ludności zdolnej do pracy. Ponieważ w analizowanym okresie zróżnicowanie powiatów pod względem odsetka ludności w wieku produkcyjnym, a także mediany wieku było niewielkie, cechy te nie były brane do obliczeń miernika rozwoju.

Istotnym czynnikiem charakteryzującym przyszłościowy potencjał demograficzny jest również udział dzieci i młodzieży (tj. w wieku 0-17 lat) w ogólnej liczbie ludności, który świadczy o młodości społeczeństwa. Ważne są również współczynniki struktury wiekowej oparte na grupowaniu ekonomicznym, jak np. współczynnik obciążenia demograficznego ludnością w wieku poprodukcyjnym wskazujący na dysproporcję w udziałach ludności w wieku produkcyjnym i poprodukcyjnym. Wskaźniki te posłużyły do obliczenia mierników rozwoju.

W latach 2000-2005 cząstkowy miernik rozwoju w zakresie struktury ludności przyjmował wartości od 0,088 do 0,872, przy współczynniku zmienności równym 36,8%, czyli porównywalnym zróżnicowaniem jak w przypadku mierników dotyczących stanu i rozmieszczenia ludności.

Na miejscu pierwszym pod względem wartości miernika rozwoju utrzymywał się w każdym roku powiat polkowicki (0,872); drugim powiatem pod tym względem był powiat głogowski (0,796), a trzecim milicki (0,711). Dla kolejnych 25 powiatów miernik rozwoju w zakresie struktury ludności kształtował się na poziomie poniżej wartości 0,70 (tab. 3 i 8 oraz rys. 4), przy czym 13 powiatów nie osiągnęło $\frac{1}{2}$ poziomu wzorcowego (w przypadku mierników stanu i rozmieszczenia ludności było 27 takich powiatów).

Najniższe noty w okresie 2000-2005 uzyskały: m. Wrocław (0,088), m. Jelenia Góra (0,131) i wałbrzyski (0,166). Pozostałe miasto na prawach powiatu, tj. Legnica, przy wartości miernika 0,453 plasowało się na 19 miejscu.

Do wyodrębnionej metodą trzech średnich grupy o wysokim poziomie konkurencyjności zaklasyfikowano 8 powiatów (polkowicki, głogowski, milicki, górowski, lubiński, oleśnicki, trzebnicki i oławski), które wyróżniały się na tle pozostałych jednostek najwyższymi udziałami dzieci i młodzieży oraz niskim obciążeniem demograficznym ludnością w wieku poprodukcyjnym. Na przykład w powiecie polkowickim osoby w wieku do 18 lat stanowiły od 27,7% do 23,5% (w głogowskim – od 24,9% do 20,6%), podczas gdy w województwie dolnośląskim ogółem tylko od 22,8% w 2000 r. do 18,9% w 2005 r. Na 100 osób w wieku produkcyjnym przypadało w powiecie polkowickim ok. 18 osób w wieku poprodukcyjnym (w głogowskim ok. 15-16 osób) przy średniej w województwie kształtującej się na poziomie ok. 24 osób.

Ostatnie lokaty pod względem omawianego cząstkowego miernika rozwoju zajmowały powiaty o najwyższym stopniu urbanizacji, czyli – oprócz miast na prawach powiatu – wałbrzyski i dzierżoniowski. Powiaty te (o niskim poziomie konkurencyjności) charakteryzowały się najniższymi udziałami dzieci i młodzieży oraz stosunkowo wysokim obciążeniem demograficznym ludnością w wieku poprodukcyjnym. We Wrocławiu (29 lokata) na 100 mieszkańców przypadało od 18 w 2000 r. do 15 w 2005 r. osób zaliczanych do dzieci i młodzieży, a na 100 osób w wieku produkcyjnym od 26 do 27 osób w wieku poprodukcyjnym. Przewaga konkurencyjna Legnicy (19 lokata) w porównaniu z pozostałymi miastami wynikała z dysproporcji w wartościach współczynnika obciążenia demograficznego – na 100 osób w wieku produkcyjnym przypadały w tym mieście zarówno w 2000, jak i w 2005 r. prawie 22 osoby w wieku poprodukcyjnym.

Cząstkowe mierniki rozwoju w zakresie struktury ludności odznaczały się znacznie większymi zmianami w latach 2000-2005 niż w przypadku mierników dotyczących stanu i rozmieszczenia ludności (rys. 5 i 6). Przeciętne roczne tempo zmian kształtowało się na poziomie od –11,7% (m. Jelenia Góra) do 2,7% (powiat jeleniogórski), w tym tylko dla 13 powiatów na poziomie od –1,0% do 1,0%. Szczególnie silna tendencja spadkowa mierników rozwoju wystąpiła w przypadku jednostek plasujących się na ostatnich lokatach – oprócz m. Jeleniej Góry wymienić można m. Wrocław (przeciętne roczne tempo zmian –11,4%) oraz powiat wałbrzyski (przeciętne roczne tempo zmian –5,6%), które zachowały swoje pozycje. W m. Jeleniej Górze i m. Wrocławiu (a także i w m. Legnicy) sytuacja ta była wynikiem m.in. wzrostu współczynnika obciążenia demograficznego ludnością w wieku poprodukcyjnym (podobnie jak w skali całego województwa, w większości powiatów w województwie wskaźnik ten w latach 2000-2005 uległ zmniejszeniu). Gdyby w 2005 r. w przypadku m. Wrocławia na 100 osób w wieku produkcyjnym przypadało tyle samo osób co w 2000 r., to syntetyczny miernik rozwoju struktury wiekowej (przy zmiennym udziale dzieci i młodzieży) zwiększyłby wówczas swoją wartość o 12,8% (w rzeczywistości nastąpił spadek o 55,3%) – tab. 8.

Dla lat 2000 i 2005 stwierdzono znaczną zgodność uporządkowań powiatów według wartości mierników rozwoju (współczynnik korelacji rang Spearmana wynosił 0,969). Dla 21 powiatów przesunięcia między lokatami wynosiły co najwyżej 2 pozycje, a 8 powiatów zajmowało w 2005 r. taką samą pozycję jak w 2000 r. (polkowicki – 1, głogowski – 2, średzki – 12, kłodzki – 25, dzierżoniowski – 26 oraz wymienione wcześniej: wałbrzyski – 27, m. Jelenia Góra – 28 i m. Wrocław – 29).

Największy awans wystąpił w powiecie jeleniogórskim – o 4 miejsca (z pozycji 24 na 20) oraz trzebnickim, wrocławskim i lubańskim – o 3 miejsca, a największe obniżenie zajmowanych lokat, tj. o 5 pozycji, w lubińskim (z 12 na 17) oraz o 3 miejsca – w świdnickim, m. Legnicy i jaworskim.

Również w ciągu analizowanych sześciu lat wahania zajmowanych przez powiaty lokat pod względem mierników struktury ludności mierzone odchyleniem przeciętnym nie były znaczne. Osiem powiatów (polkowicki, głogowski, średzki, kłodzki, dzierżoniowski, wałbrzyski, m. Jelenia Góra i m. Wrocław) utrzymywało się w każdym roku analizowanego przedziału czasowego na tej samej pozycji.

Łącznie dla 26 jednostek odchylenie przeciętne lokat w okresie 2000-2005 było mniejsze niż 1 pozycja (w przypadku mierników stanu i rozmieszczenia ludności były tylko 4 takie powiaty).

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

7. Ruch naturalny

W analizie ruchu naturalnego podstawowe znaczenie mają charakterystyki natężenia urodzeń i zgonów, gdyż oprócz struktury według wieku czynniki te wpływają na przebieg procesu reprodukcji ludności.

Mierniki rozwoju potencjału demograficznego powiatów pod względem kształtowania się ruchu naturalnego policzono na podstawie współczynnika płodności, umieralności osób w wieku 15-59 lat oraz umieralności niemowląt, tj. wskaźników, które charakteryzują nie tylko przyszłościowy, ale także i obecny potencjał demograficzny. O procesie reprodukcji ludności świadczą również takie mierniki, jak współczynnik dzietności teoretycznej kobiet oraz reprodukcji brutto, które ze względu na niewielką zmienność nie zostały uwzględnione w obliczeniach miernika rozwoju.

Dla okresu 2000-2005 cząstkowy miernik rozwoju przyjmował wartości od 0,328 do 0,705 (podczas gdy pod względem stanu i rozmieszczenia ludności – od 0,116 do 0,301 oraz struktury ludności – od 0,207 do 0,708). Zmienność wartości mierników rozwoju kształtowała się na poziomie 19,4%, czyli niższym niż w przypadku mierników stanu i rozmieszczenia oraz struktury ludności. Dla 10 jednostek (spośród 29) miernik ten przyjmował wartości powyżej $\frac{1}{2}$ wartości wzorcowej (w przypadku mierników struktury wiekowej było 17 takich powiatów, ale w przypadku stanu i rozmieszczenia ludności tylko 2).

Najwyższe wartości miernika łącznie dla okresu 2000-2005 odnotowano w powiatach: górowskim (0,705), milickim (0,700) i oławskim (0,625), a najniższe w wałbrzyskim (0,328), Jeleniej Górze (0,348) i kłodzkim (0,375). Pozostałe miasta na prawach powiatu – Wrocław i Legnica – zajmowały odległe miejsce w rankingu pod względem ruchu naturalnego, zostały zaklasyfikowane do drugiej dziesiątki przy wartości mierników równych odpowiednio 0,433 dla Wrocławia (21 lokata) i 0,423 dla Legnicy (23 lokata) – tab. 4 i 9. oraz rys. 4.

Dystans między powiatem wałbrzyskim, plasującym się na ostatnim miejscu, a powiatem górowskim wynosił 0,377, czyli aby osiągnąć porównywalny poziom konkurencyjności z przodującym powiatem, miernik rozwoju dla wałbrzyskiego musiałby się zwiększyć przeszło dwukrotnie.

Łącznie dla okresu 2000-2005 pierwszą grupę o wysokim poziomie konkurencyjności stanowiło 5 jednostek – powiaty: górowski, milicki, oławski, polkowicki i głogowski. Powiaty te odznaczały się m.in. najwyższymi wartościami współczynnika płodności i dodatnim przyrostem naturalnym. Na 1000 kobiet w wieku rozrodczym przypadało w powiecie górowskim od 36,0 urodzeń żywych w 2000 r. do 43,6 w 2005 r., a w milickim – od 36,2 w 2000 r. do 45,1 w 2005 r., przy wskaźniku dla województwa dolnośląskiego wynoszącym odpowiednio od 33,3 do 34,3.

Do czwartej grupy o bardzo niskim poziomie konkurencyjności należały powiaty znajdujące się w południowo-wschodniej części województwa (ząbkowicki, kłodzki, dzierżoniowski, wałbrzyski) oraz zgorzelecki i takie miasta na prawach powiatu, jak m. Jelenia Góra i m. Legnica. Cechą wspólną tej grupy konkurencyjności był niski poziom płodności (szczególnie m. Legnica, m. Jelenia Góra) oraz stosunkowo wysoka umieralność niemowląt (powiaty: wałbrzyski, ząbkowicki). W m. Legnicy współczynnik płodności kobiet kształtował się od 27,5‰ w 2000 r. do 31,8‰ w 2005 r., a w m. Jeleniej Górze od 33,1‰ do 30,1‰.

Pod względem dynamiki miernika rozwoju ruchu naturalnego powiaty odznaczały się znacznym zróżnicowaniem – przeciętne roczne tempo zmian przyjmowało dla okresu 2000-2005 wartości z przedziału [–10,5%; 7,1%] – rys. 5 i 6.

W 15 powiatach wystąpiła tendencja spadkowa miernika, największa w powiecie lubańskim (przeciętne roczne tempo spadku 10,5% i w konsekwencji w 2005 r. miernik rozwoju nie osiągnął nawet 60% stanu z 2000 r.) oraz polkowickim (przeciętny spadek 7,1%). W powiatach tych w latach 2000-2005 poziom umieralności zarówno osób w wieku 15-59, jak i niemowląt uległ zwiększeniu, jednocześnie zmniejszyła się płodność kobiet. W pozostałych 14 powiatach wystąpiła tendencja wzrostowa, największa w milickim (przeciętny wzrost z roku na rok o 7,1%) oraz zgorzeleckim i jeleniogórskim (przeciętny wzrost o 7,0%). W wymienionych powiatach głównie uległa zmniejszeniu umieralność niemowląt oraz umieralność osób w wieku 15-59 lat. Szczególnie w powiecie milickim przy stałym, z roku 2000, poziomie umieralności osób w wieku 15-59 lat i zmiennych pozostałych wskaźnikach ruchu naturalnego, mierniki rozwoju uległyby w latach 2000-2005 zwiększeniu tylko o 10,8% (w rzeczywistości o 41,1%) i powiat ten plasowałby się na pozycji 8, a nie na 2. Odmiennie w powiecie polkowickim – gdyby umieralność osób w wieku 15-59 nie uległa zwiększeniu (pozostała na niezmiennym poziomie z 2000 r.) miernik rozwoju zmniejszyłby się o 19,7% (a nie o 30,7%) i powiat ten byłby na miejscu 5, a nie na 10 (tab. 9).

Zróżnicowanie dynamiki mierników wpłynęło na zmianę lokat w latach 2000-2005. Stwierdzono mniejszą zgodność uporządkowań powiatów według wartości mierników rozwoju ruchu naturalnego niż w przypadku analizowanych wcześniej mierników stanu i rozmieszczenia oraz struktury ludności (współczynnik korelacji rang Spearmana wynosił 0,590).

Najwyższy awans (o 16 pozycji) odnotował powiat jeleniogórski (z 22 lokaty na 6), następnie zgorzelecki (z 28 na 16) oraz średzki (z 26 na 15), a najbardziej obniżyły swoje rangi powiaty: lubański (z pozycji 10 na 27), oleśnicki (z 5 na 17) i strzeliński (z 13 na 23).

Tylko 3 powiaty (bolesławiecki, dzierżoniowski i legnicki) zajmowały w 2005 r. taką samą pozycję jak w 2000 r. (odpowiednio: 4, 25 i 29).

Jednakże w ciągu kolejnych 6 lat żaden powiat nie utrzymywał się niezmiennie na tej samej pozycji. Najmniejszym wahaniem pod względem zajmowanych lokat odznaczał się powiat górowski oraz m. Jelenia Góra. W przeciwieństwie do mierników struktury wiekowej ludności dla większości powiatów przesunięcia między lokatami wynosiły więcej niż 2 pozycje.

8. Ruch wędrówkowy

Kolejnym czynnikiem determinującym potencjał demograficzny jest ruch wędrówkowy. Szczególnie duże znaczenie ma saldo ruchu wędrówkowego stanowiące różnicę między liczbą osób, które przybyły do powiatu na stałe, a liczbą osób, które z niego wyjechały. Składowe salda migracji – napływ i odpływ migracyjny – wpływają na wzrost liczby ludności, a zwłaszcza ludności w wieku mobilnym. Oprócz współczynników napływu i odpływu międzypowiatowego, które świadczą o atrakcyjności regionu, przy określaniu mierników rozwoju uwzględniono dodatkowo udziały migrantów zagranicznych. Wzrost odpływu ludności za granicę może świadczyć głównie o pogorszeniu się warunków życia oraz o zmniejszonych możliwościach inwestycyjnych.

Mierniki rozwoju ruchu wędrówkowego przyjmowały w latach 2000-2005 wartości z przedziału [0,357; 0,613] i odznaczały się znacznie mniejszym zróżnicowaniem (współczynnik zmienności 13,8%) niż w przypadku ruchu naturalnego.

Uzyskane wartości mierników rozwoju wskazują, że najbardziej atrakcyjnymi regionami dla migrantów były powiaty: wrocławski (0,613), trzebnicki (0,609) i dzierżoniowski (0,530). Najniższe noty uzyskały powiaty: lubiński (0,357), wałbrzyski (0,370) oraz głogowski (0,357) – por. tab. 5 i 10.

Dystans między powiatem lubińskim, plasującym się na ostatnim miejscu, a przodującym w rankingu powiatem wrocławskim wynosił 0,256. Zatem aby osiągnąć porównywalny poziom, powiat lubiński musiałby zwiększyć swój miernik o 71,5%.

Spośród miast na prawach powiatu szczególnie wyróżniał się Wrocław (5 lokata przy mierniku równym 0,498); Jelenia Góra plasowała się dopiero na 24 miejscu (0,396), a Legnica na 26 miejscu (0,390).

Cechą charakterystyczną powiatów z pierwszej grupy – o wysokim poziomie konkurencyjności – były wysokie współczynniki dodatniego salda ruchu migracyjnego, na który wpływ miał wysoki napływ ludności spoza powiatów (wrocławski, trzebnicki, średzki). Szczególnie wyróżniał się tu powiat wrocławski, dla którego współczynnik napływu przyjmował wartości od 14,3‰ w 2000 r. do 23,9‰ w 2005 r., przy średniej w województwie od 7,1‰ w 2000 r. do 7,3‰ w 2005 r. Powiaty z pierwszej grupy odznaczały się najwyższą efektywnością migracji, m.in. w powiecie wrocławskim – od 29 osób nadwyżki migracyjnej na 100 osób wędrujących (wyjeżdżających i przyjeżdżających) w 2000 r. do 47 osób nadwyżki migracyjnej w 2005 r., czy w powiecie trzebnickim – od 18 osób nadwyżki w 2000 r. do 12 osób w 2005 r.

Ostatnia grupa obejmowała powiaty, dla których rejestrowano najniższe (ujemne) saldo ruchów migracyjnych. Niskie wartości miernika były wynikiem, m.in. w przypadku powiatu głogowskiego, lubińskiego czy m. Legnicy, wysokiego, na tle pozostałych powiatów, odpływu migracyjnego, czy też w przypadku powiatów kamiennogórskiego i wałbrzyskiego – niskiego napływu migracyjnego.

Pod względem dynamiki miernika rozwoju ruchu wędrówkowego powiaty odznaczały się znacznym zróżnicowaniem (większym niż mierniki i struktury ludności) – przeciętne roczne tempo zmian przyjmowało dla okresu 2000-2005 wartości z przedziału [–8,6%; 7,5%].

Największym przeciętnym rocznym tempem spadku wyróżniał się powiat oławski (8,6%), w którym nastąpiły niekorzystne zmiany w strukturze migrantów według kierunków migracji: wśród osób wyjeżdżających – wzrost udziału migrantów zagranicznych (z 12,0% w 2000 r. do 18,5% w 2005 r.), a wśród osób przyjeżdżających – spadek udziału migrantów zagranicznych (z 3,8% do 1,1%). Przy niezmiennym z 2000 r. udziale migrantów zagranicznych wśród osób wyjeżdżających miernik rozwoju w 2005 r. dla powiatu oławskiego uległby zmniejszeniu tylko o 19,0%, a nie o 36,1% (tab. 10).

Wyróżnić można także powiaty: świdnicki (przeciętny z roku na rok spadek wartości miernika – 4,2%) i górowski (przeciętny roczny spadek 3,6%), w których w latach 2000-2005 szczególnie uległ zmniejszeniu w stosunku do liczby mieszkańców napływ ludności (odpowiednio o 7,1% i 21,1%) oraz podobnie, jak w oławskim, zmniejszyło się znaczenie migracji zagranicznych.

Do powiatów o największym przeciętnym rocznym tempie wzrostu miernika rozwoju należały m.in.: kamiennogórski (średnio z roku na rok wzrost o 7,5%), m. Wrocław (średni wzrost o 4,3%), m. Jelenia Góra (wzrost o 4,4%). Odznaczały się one znacznym zwiększeniem udziału migrantów z zagranicy w ogólnej liczbie przyjeżdżających oraz zmniejszeniem udziału migrantów za granicę w ogólnej liczbie wyjeżdżających. Warto dodać, iż przy przyjęciu stałego z 2000 r. udziału migrantów z zagranicy w ogólnej liczbie przyjeżdżających wzrost wartości miernika rozwoju w okresie 2000-2005 w przypadku wymienionych wcześniej powiatów kamiennogórskiego, m. Wrocławia i m. Jeleniej Góry byłby znacznie mniejszy niż w rzeczywistości i powiaty plasowałyby się na znacznie dalszych pozycjach (kamiennogórski na 21, a nie na 6, m. Wrocław – na 6, a nie na 2 oraz m. Jelenia Góra – na 25, a nie na 12).

Powiaty m. Wrocław i m. Jelenia Góra charakteryzowały się dodatkowo wzrostem wartości współczynnika napływu migracyjnego, podczas gdy dla zdecydowanej większości powiatów napływ migrantów się zmniejszał. W trzecim mieście na prawach powiatu – Legnicy dynamika miernika rozwoju w zakresie ruchu wędrówkowego kształtowała się zupełnie odmiennie. W mieście tym, w przeciwieństwie do Wrocławia i Jeleniej Góry, w latach 2000-2005 nastąpił m.in. spadek wartości współczynnika napływu migracyjnego – z 9,0‰ do 6,7‰ (we Wrocławiu wzrost z 7,8‰ do 10,8‰, a w Jeleniej Górze – z 8,2‰ do 8,7‰).

Lokaty niektórych powiatów pod względem atrakcyjności ruchów migracyjnych uległy w analizowanym przedziale czasowym zmianie. W porównaniu z wcześniej analizowanymi dziedzinami (stanem i rozmieszczeniem ludności, strukturą wiekową oraz ruchem naturalnym) stwierdzono najmniejszą zgodność uporządkowań powiatów według wartości mierników rozwoju – współczynnik korelacji rang Spearmana wynosił 0,538.

Największy awans zanotowano w powiecie kamiennogórskim – o 20 pozycji (z 29 lokaty w 2000 r. na 10 w 2005 r.), m. Jeleniej Górze – o 15 pozycji (z 27 na 12) czy powiecie zgorzeleckim – o 12 pozycji (z 25 na 13). Największe spadki lokat wystąpiły w powiatach: wołowskim – o 14 pozycji (z 4 na 18), oławskim – o 13 pozycji (z 16 na 29) czy jeleniogórskim – o 11 pozycji (z 9 na 20). Tylko 2 powiaty zajmowały w 2005 r. taką samą pozycję jak w 2000 r. – kłodzki (11 lokata) i lubiński (28 lokata).

Podobnie jak w przypadku ruchu naturalnego, w ciągu kolejnych 6 lat żaden powiat nie utrzymywał się niezmiennie na tej samej pozycji. Najmniejszym wahaniem pod względem zajmowanych lokat (na podstawie odchylenia przeciętnego) odznaczał się powiat wrocławski, który zajmował 2 lokatę (jedynie w 2002 r. i 2005 r. lokata 1) oraz trzebnicki – trzykrotnie na miejscu 1 (w 2000, 2001 i 2004 r.), dwukrotnie na 3 miejscu (2003 i 2005 r.) i raz na 3 (2003 r.).

W przeciwieństwie do mierników struktury wiekowej ludności, a podobnie jak dla ruchu naturalnego, dla większości powiatów pod względem mierników ruchu wędrówkowego przeciętne w latach 2000-2005 przesunięcia między lokatami wynosiły więcej niż 2 pozycje, w tym dla czterech (wałbrzyskiego, strzelińskiego, lwóweckiego i kamiennogórskiego) – 6 i więcej.

9. Zróżnicowanie potencjału demograficznego powiatów w zależności od dziedzin

W celu uwypuklenia odmienności w zróżnicowaniu (specjalizacji) rozwoju demograficznego według wyróżnionych czterech dziedzin obliczono dla każdego powiatu współczynnik zmienności odpowiednich dystansów konkurencyjnych. Na podstawie wartości cząstkowych mierników rozwoju – średnich z okresu 2000-2005 – można stwierdzić, iż rozwój każdej dziedziny potencjału demograficznego kształtował się na porównywalnym poziomie (względem pozostałych powiatów) w powiecie zgorzeleckim – 20 lokata w klasyfikacji przy mierniku syntetycznym równym 0,396 (0,271 dla stanu i rozmieszczenia ludności, 0,508 dla struktury wiekowej, 0,402 dla ruchu naturalnego i 0,400 dla ruchu wędrówkowego). Współczynnik zmienności odpowiednich dystansów konkurencyjnych wyniósł dla tego powiatu 23,5%. Poniżej 35% wartości wspomnianego współczynnika zmienności otrzymano, oprócz zgorzeleckiego, w powiatach: lubańskim, jaworskim i świdnickim.

Największym stopniem zróżnicowania (specjalizacją) potencjału demograficznego odznaczało się m. Wrocław (współczynnik zmienności 102,3%), dla którego miernik rozwoju potencjału demograficznego pod względem stanu i struktury ludności przyjmował wartość największą (0,688), podczas gdy pod względem struktury wiekowej – najmniejszą (0,088); pozostałe dziedziny – na porównywalnym poziomie (0,433 dla ruchu naturalnego i 0,498 dla ruchu wędrówkowego). Wymienić można także powiaty górowski i milicki, które szczególnie wyróżniały się wysokimi wartościami mierników struktury wiekowej (0,697 i 0,711) oraz ruchu naturalnego (maksymalne wartości spośród pozostałych powiatów, tj. odpowiednio 0,700 i 0,705), przy bardzo niskim mierniku stanu i rozmieszczenia ludności (0,219 i 0,224).

Analizując dane z 2000 i 2005 r., można zauważyć, iż w powiatach zróżnicowanie (specjalizacja) rozwoju demograficznego według wyróżnionych czterech dziedzin w tych dwóch okresach kształtowało się odmiennie. Współczynnik zmienności odpowiednich dystansów konkurencyjności przyjmował wartości w 2000 r. z przedziału [19,0%; 100,2%], a w 2005 r. z przedziału [22,7%; 110,5%]. Największym stopniem zróżnicowania (specjalizacją) potencjału demograficznego charakteryzowały się w 2000 r. następujące powiaty: polkowicki (zmienność 100,2%), m. Wrocław (82,9%) i m. Legnica (64,0%). Natomiast w 2005 r. szczególnie wyróżniały się: m. Wrocław (110,5%), milicki (91,2%) oraz górowski (82,9%).

Rozwój każdej dziedziny potencjału demograficznego kształtował się w 2000 r. na porównywalnym poziomie w powiecie zgorzeleckim (19,0%). Stosunkowo niską wartość analizowanego współczynnika zmienności uzyskały również w 2000 r. powiaty: lubiński (27,1%), lwówecki (27,2%) oraz świdnicki (27,3%).

Zmiany w stopniu zróżnicowania rozwoju potencjału demograficznego w latach 2000-2005 wystąpiły szczególnie w milickim oraz m. Wrocławiu i górowskim – wzrost wartości współczynnika zmienności (odpowiednio o 48,4 oraz 27,6 i 27,2 punktu procentowego), a także oławskim i polkowickim – spadek wartości współczynnika zmienności (o 39,2 i 32,4 punktu procentowego).

W powiecie oławskim i polkowickim uległy zmniejszeniu zwłaszcza mierniki ruchu naturalnego, które w 2000 r. przyjmowały najwyższe wśród pozostałych powiatów wartości. Natomiast w przypadku milickiego odwrotnie – znaczny wzrost poziomu konkurencyjności ruchu naturalnego (osiągnięcie wartości maksymalnej) przy zachowaniu porównywalnego poziomu pozostałych dziedzin.

We Wrocławiu szczególnie poprawa sytuacji (i konkurencyjności) w zakresie kształtowania się ruchu wędrówkowego, przy niekorzystnych zmianach w zakresie struktury wiekowej, wpłynęła na zwiększenie zróżnicowania potencjału demograficznego.

Najmniejsze zmiany w latach 2000-2005 w stopniu zróżnicowania (specjalizacji) potencjału demograficznego wystąpiły w powiecie trzebnickim i złotoryjskim (różnica wartości współczynnika zmienności wynosiła odpowiednio 0,3 i –1,1 punktu procentowego).

Konsekwencją znacznego zróżnicowania (specjalizacji) rozwoju demograficznego według wyróżnionych czterech dziedzin była niewielka zgodność uporządkowań powiatów (por. tab. 11 i 12). Aż dla 22 powiatów różnica między najwyższą a najniższą lokatą wynosiła 10 i więcej miejsc. Największa dysproporcja w zajmowanych lokatach według średnich wartości mierników rozwoju poszczególnych dziedzin potencjału demograficznego z lat 2000-2005 wystąpiła w przypadku m. Wrocławia (1 lokata pod względem stanu i rozmieszczenia ludności, ale 29 w zakresie struktury wiekowej, 21 dla ruchu naturalnego i 5 – dla ruchu wędrówkowego) oraz powiatu dzierżoniowskiego (26 lokata pod względem struktury wiekowej oraz ruchu naturalnego, ale 3 – stanu i rozmieszczenia ludności i także 1 dla ruchu naturalnego) i górowskiego (lokaty w dziedzinach odpowiednio: 23, 4, 1 oraz 19). Podobnie jak we Wrocławiu, również w pozostałych miastach na prawach powiatu – Jeleniej Górze i Legnicy – wystąpiła znaczna dysproporcja w zajmowanych lokatach – wysokie miejsca pod względem stanu i rozmieszczenia ludności, ale bardzo niskie pod względem struktury wiekowej czy ruchu naturalnego.

Najmniejszą dysproporcją w zajmowanych lokatach według średnich wartości mierników rozwoju poszczególnych dziedzin potencjału demograficznego z lat 2000-2005 odznaczał się powiat oleśnicki (rozstęp lokat – 2, odchylenie przeciętne – 1 lokata), który plasował się w analizowanym okresie na: 8 miejscu – pod względem stanu i rozmieszczenia ludności, 6 – struktury wiekowej, 8 – ruchu naturalnego i 6 – ruchu wędrówkowego.

W 2005 r., w porównaniu z 2000 r., wystąpiło niewielkie zwiększenie zróżnicowania pod względem zajmowanych lokat w poszczególnych dziedzinach – rozstęp lokat zawierał się w przedziale [4; 28] (w 2000 r. w [4; 27]), a odchylenie przeciętne – w przedziale [1,3; 11,3] (w 2000 r. – [1,5; 9,0]).

W celu zbadania wpływu współczynników cząstkowych na zmianę współczynnika syntetycznego obliczono hipotetyczne wartości mierników rozwoju przy niezmienności poszczególnych składowych oraz odpowiednie indeksy dynamiki (tab. 6). Przeprowadzone obliczenia mają charakter orientacyjny, gdyż z jednej strony na poziom umieralności i poziom płodności (ruch naturalny) wpływ ma struktura wiekowa ludności, z drugiej strony umieralność i płodność wywiera wpływ na kształtowanie się struktury wieku.

Największe różnice w wartościach rzeczywistego i hipotetycznego syntetycznego miernika rozwoju w 2005 r. przy niezmiennych z 2000 r. wartościach wskaźników wchodzących w skład danej dziedziny wystąpiły w przypadku ruchu naturalnego. Szczególnie wyróżnić można takie powiaty, jak: lubański, polkowicki, oławski, milicki i jeleniogórski.

W powiecie lubańskim w latach 2000-2005 wartość miernika rozwoju uległa zmniejszeniu o 6,8%. Przy przyjęciu stałych z 2000 r. wartości wskaźników diagnostycznych charakteryzujących ruch naturalny (umieralność osób w wieku 15-59, umieralność niemowląt oraz płodność kobiet) syntetyczny miernik rozwoju w 2005 r. miałby wartość o 7,6% większą niż w 2000 r. Powiat ten wówczas plasowałby się w 2005 r. na 15 miejscu, a nie na 23.

Dla powiatu polkowickiego wartość miernika rozwoju była w 2005 r. o 12,8% mniejsza niż w 2000 r., podczas gdy przy niezmiennych wskaźnikach ruchu naturalnego wartość miernika rozwoju w 2005 r. byłaby mniejsza tylko o 3,0%. Utrzymanie zatem poziomu umieralności osób w wieku 15-59, umieralności niemowląt oraz płodności kobiet z 2000 r. spowodowałoby zachowanie w 2005 r. przez powiat polkowicki lokaty 1, a nie przejście na 4 pozycję. W przypadku oławskiego zaś klasyfikację na 5 pozycję, a nie na 12.

W wymienionych powiatach milickim i jeleniogórskim, przy przyjęciu stałych z 2000 r. wartości wskaźników diagnostycznych charakteryzujących ruch naturalny, wartości syntetycznego miernika rozwoju uległyby nieznacznemu zmniejszeniu, podczas gdy w rzeczywistości się zwiększyły (odpowiednio o 11,2% o 9,3%). Powiaty te plasowałyby się w 2005 r. na dalszych lokatach: milicki na 7 miejscu zamiast na 3 (w 2000 r. – 8 lokata) oraz jeleniogórski – na 24 miejscu, zamiast na 18 (w 2000 r. – 22 lokata). Podobna sytuacja wystąpiłaby we wrocławskim, zgorzeleckim, średzkim czy lubińskim (por. tab. 6).

Największe różnice w wartościach rzeczywistego i hipotetycznego syntetycznego miernika rozwoju w 2005 r. przy niezmiennych z 2000 r. wartościach wskaźników wchodzących w skład danej dziedziny wystąpiły w przypadku struktury wiekowej.

10. Podsumowanie

W wyniku przeprowadzonej analizy stwierdzono, że zróżnicowanie powiatów województwa dolnośląskiego pod względem syntetycznego miernika rozwoju potencjału demograficznego liczonego łącznie dla okresu 2000-2005 nie było znaczne. Pierwsze lokaty w rankingu zajmowały powiaty: polkowicki, wrocławski i głogowski (wysoki poziom konkurencyjności), a ostatnie – wałbrzyski, m. Jelenia Góra oraz kłodzki (bardzo niski poziom konkurencyjności).

Na wartość miernika rozwoju potencjału demograficznego powiatu wpływ miały wartości wskaźników dotyczących stanu i rozmieszczenia ludności, struktury wiekowej oraz ruchu naturalnego i ruchu wędrówkowego. W każdej z wymienionych składowych lokaty powiatów kształtowały się odmiennie, inne były również grupy poziomu konkurencyjności. Najwyższe wartości maksymalne (powiatów plasujących się na pierwszych lokatach) i najwyższe średnie wartości miernika wystąpiły w przypadku struktury wiekowej oraz ruchu naturalnego (w okresie 2000-2005 średnie wynosiły odpowiednio 0,508 i 0,488) Najniższe wartości maksymalne oraz najniższe średnie wartości miernika wystąpiły w przypadku stanu i rozmieszczenia ludności (w okresie 2000-2005 średnia 0,301).

Największe zróżnicowanie w powiatach wystąpiło pod względem stanu i rozmieszczenia ludności (zmienność 38,5% w okresie 2000-2005), najmniejsze zaś pod względem ruchu wędrówkowego (zmienność 13,8%). Największy dystans konkurencyjny między powiatem znajdującym się na miejscu pierwszym i ostatnim wystąpił w przypadku mierników struktury wiekowej (0,784), a najmniejszy – dla ruchu wędrówkowego (0,256).

Wartości mierników rozwoju potencjału demograficznego ulegały zmianom w czasie. W wyniku niejednakowej dynamiki mierników rozwoju, m.in. spadku wartości maksymalnej przy porównywalnym poziomie minimalnej, zmniejszył się nieznacznie dystans konkurencyjny. Natomiast dla mierników struktury wiekowej ludności oraz ruchu naturalnego w wyniku spadku wartości minimalnej przy porównywalnym poziomie maksymalnej zwiększył się dystans konkurencyjny (odpowiednio o 7,7% i 20,4%).

W analizowanych latach dynamika rozwoju demograficznego powiatów kształtowała się odmiennie w poszczególnych jej aspektach – dziedzinach. Tylko w jednym powiecie, a mianowicie we wrocławskim, cząstkowe mierniki dla każdej z wyróżnionych dziedzin uległy w latach 2000-2005 zwiększeniu, świadczącemu o rozwoju tych dziedzin, a dla 3 jednostek (powiatu bolesławieckiego, oławskiego i wołowskiego) – zmniejszeniu, świadczącemu o pogorszeniu sytuacji w tych dziedzinach.

Literatura

[1] *Aspekty konkurencyjności gospodarki*, Materiał przygotowany na konferencję w ramach prac nad NPR na lata 2007-2013, Lublin 20.09.2004.

[2] *Bank Danych Regionalnych*, http://ww. stat.gov.pl.

[3] Broszkiewicz R., (red.), *Konkurencyjność miast i regionów Polski Południowo-Zachodniej*, AE, Wrocław 1999.

[4] *Commission Européenne: Sixicme rapport périodique sur la situation et l'évolution socioeconomiques des régions de l'Union Européenne*, Brukxelles-Luxembourg 1999.

[5] *Competitiveness Advisory Group (Ciampi Group)*, Enhancing European Competitiveness, First report to the President of the Commision, the Prime Ministers and the Heads of State, June 1995.

[6] Cybulski L., Klamut M. (red.), *Polityka regionalna i jej rola w podnoszeniu konkurencyjności regionów*, AE, Wrocław 2000.

[7] Dziechciarz J., *Ekonometria – metody, przykłady, zadania*, PWE, Wrocław 2003.
[8] Gierczycka, J., *Rola konkurencji w europejskiej integracji gospodarczej w aspekcie zrównoważonego rozwoju*, referat na ogólnopolską konferencję „Zrównoważony rozwój w teorii i praktyce", Wrocław, 29-30.06.2006, Katedra Ekonomii Ekologicznej, AE, Wrocław 2006.
[9] Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody doboru zmiennych w modelach ekonometrycznych*, PWN, Warszawa 1992.
[10] Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody prognozowania rozwoju społeczno-gospodarczego*, PWE, Warszawa 1983.
[11] Jajuga K. (red.), *Ekonometria. Metody i analiza problemów ekonomicznych*, AE, Wrocław 1998.
[12] Klamut M. (red.), *Konkurencyjność regionów*, AE, Wrocław 1999.
[13] Kłosiński K., *Sektor usług w procesie podnoszenia konkurencyjności gospodarki*, IRWiK, Warszawa 2003.
[14] *Konkurencyjność powiatów województwa dolnośląskiego w latach 1999-2004*, Urząd Statystyczny we Wrocławiu 2006.
[15] Markowski T., *Konkurencyjność i innowacyjność polskich regionów wobec akcesji do UE*, http://www.fundusze strukturalne.gov.pl/NR/rdolnyres.
[16] Markowska-Przybyła U., *Konkurencyjność regionów w polityce regionalnej Unii Europejskiej*, Prace Naukowe Akademickiego Centrum Koordynacyjnego w Euroregionie Nysa, Liberec 2004.
[17] Młodak A., *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa 2006.
[18] Nowak E., *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa 1990.
[19] Pietrzyk J., *Konkurencyjność regionów w ujęciu Komisji Europejskiej*, [w:] *Polityka regionalna i jej rola w podnoszeniu konkurencyjności regionów*, red. M. Klamut, L. Cybulski, AE, Wrocław 2000.
[20] Pisz Z., (red.), *Zmiany sytuacji społecznej na Dolnym Śląsku w latach 1998-2002*, AE, Wrocław 2005.
[21] *Potencjał ekonomiczny miast w województwie lubelskim w latach 2000-2004*, Urząd Statystyczny, Lublin 2005.
[22] *Rocznik Statystyczny Województwa Dolnośląskiego*, Urząd Statystyczny, Wrocław 1999-2006.
[23] Strahl D. (red.), *Metody oceny rozwoju regionalnego*, AE, Wrocław 2006.
[24] Strahl D. (red.), *Taksonomia struktur w badaniach regionalnych*, AE, Wrocław 1998.
[25] Śmiłowska T., *Statystyczna analiza poziomu życia ludności Polski w ujęciu przestrzennym*, [w:] *Studia i Prace. Z prac Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych*, GUS, Warszawa 1997.
26] [*Województwo dolnośląskie. Podregiony, powiaty, gminy*, Urząd Statystyczny, Wrocław 2003-2006.
[27] Zeliaś A. (red.), *Ekonometria przestrzenna*, PWE, Warszawa 1991.

Załączniki

Tabela 1. Potencjał demograficzny powiatów w latach 2000-2005. Grupy konkurencyjności

I grupa wysoki poziom		II grupa średni poziom		III grupa niski poziom		IV grupa bardzo niski poziom	
Średnia z okresu 2000-2005							
Przedział wartości miernika (0,508; 0,549]	1. polkowicki 2. wrocławski 3. głogowski 4. milicki 5. trzebnicki 6. oleśnicki 7. oławski 8. górowski	Przedział wartości miernika (0,438; 0,508]	9. bolesławiecki 10. lubiński 11. m. Legnica 12. średzki	Przedział wartości miernika (0,389; 0,438]	13. złotoryjski 14. m. Wrocław 15. wołowski 16. świdnicki 17. legnicki 18. jaworski 19. lwówecki 20. zgorzelecki 21. strzeliński 22. kamiennogórski 23. jeleniogórski	Przedział wartości miernika [0,297; 0,389]	24. lubański 25. dzierżoniowski 26. ząbkowicki 27. kłodzki 28. m. Jelenia Góra 29. wałbrzyski
średnia: 0,525 odchylenie standardowe: 0,012 zmienność: 2,3%		średnia: 0,473 odchylenie standardowe: 0,017 zmienność: 3,6%		średnia: 0,411 odchylenie standardowe: 0,015 zmienność: 3,7%		średnia: 0,350 odchylenie standardowe: 0,031 zmienność: 8,9%	

2000							
Przedział wartości miernika (0,508; 0,607]	1. polkowicki 2. oławski 3. głogowski 4. górowski 5. oleśnicki 6. bolesławiecki	Przedział wartości miernika (0,438; 0,508]	7. trzebnicki 8. milicki 9. wrocławski 10. m. Legnica 11. jaworski 12. lubiński 13. wołowski	Przedział wartości miernika (0,382; 0,438]	14. złotoryjski 15. średzki 16. świdnicki 17. strzeliński 18. m. Wrocław 19. kamiennogórski 20. lubański 21. lwówecki 22. jeleniogórski	Przedział wartości miernika [0,299; 0,382]	23. zgorzelecki 24. dzierżoniowski 25. legnicki 26. kłodzki 27. ząbkowicki 28. m. Jelenia Góra 29. wałbrzyski
średnia: 0,547 odchylenie standardowe: 0,031 zmienność: 5,7%		średnia: 0,474 odchylenie standardowe: 0,018 zmienność: 3,7%		średnia: 0,405 odchylenie standardowe: 0,010 zmienność: 2,5%		średnia: 0,352 odchylenie standardowe: 0,024 zmienność: 6,9%	
2005							
Przedział wartości miernika (0,496; 0,563]	1. głogowski 2. wrocławski 3. milicki 4. polkowicki 5. górowski 6. oleśnicki 7. trzebnicki	Przedział wartości miernika (0,438; 0,496]	8. bolesławiecki 9. lubiński 10. m. Legnica 11. m. Wrocław 12. oławski 13. średzki 14. jaworski	Przedział wartości miernika (0,384; 0,438]	15. kamiennogórski 16. złotoryjski 17. zgorzelecki 18. jeleniogórski 19. wołowski 20. świdnicki 21. lwówecki	Przedział wartości miernika [0,297; 0,384]	22. strzeliński 23. lubański 24. legnicki 25. kłodzki 26. dzierżoniowski 27. ząbkowicki 28. m. Jelenia Góra 29. wałbrzyski
średnia: 0,533 odchylenie standardowe: 0,023 zmienność: 4,2%		średnia: 0,459 odchylenie standardowe: 0,015 zmienność: 3,3%		średnia: 0,421 odchylenie standardowe: 0,008 zmienność: 1,9%		średnia: 0,352 odchylenie standardowe: 0,025 zmienność: 7,1%	

ródło: opracowanie własne.

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

Tabela 2. Stan i rozmieszczenie ludności powiatów w latach 2000-2005. Grupy konkurencyjności

I grupa wysoki poziom		II grupa średni poziom		III grupa niski poziom		IV grupa bardzo niski poziom	
Średnia z okresu 2000-2005							
Przedział wartości miernika (0,391; 0,688]	1. m. Wrocław 2. m. Legnica 3. m. Jelenia Góra	Przedział wartości miernika (0,301; 0,391]	4. głogowski 5. wrocławski 6. oławski 7. lubiński 8. oleśnicki 9. polkowicki 10. trzebnicki 11. dzierżoniowski 12. świdnicki 13. wałbrzyski	Przedział wartości miernika (0,228; 0,301]	14. bolesławiecki 15. zgorzelecki 16. jeleniogórski 17. wołowski 18. kamiennogórski 19. jaworski	Przedział wartości miernika [0,178; 0,228]	20. kłodzki 21. milicki 22. lubański 23. górowski 24. złotoryjski 25. średzki 26. lwówecki 27. legnicki 28. ząbkowicki 29. strzeliński
średnia: 0,577 odchylenie standardowe: 0,123 zmienność: 21,3%		średnia: 0,335 odchylenie standardowe: 0,025 zmienność: 7,5%		średnia: 0,261 odchylenie standardowe: 0,018 zmienność: 6,7%		średnia: 0,209 odchylenie standardowe: 0,017 zmienność: 8,2%	

2000							
Przedział wartości miernika (0,389; 0,657]	1. m. Legnica 2. m. Wrocław 3. m. Jelenia Góra 4. głogowski 5. oławski	Przedział wartości miernika (0,301; 0,389]	6. polkowicki 7. trzebnicki 8. bolesławiecki 9. oleśnicki 10. lubiński 11. świdnicki 12. wrocławski 13. dzierżoniowski	Przedział wartości miernika (0,230; 0,301]	14. wałbrzyski 15. jaworski 16. górowski 17. wołowski 18. zgorzelecki 19. milicki 20. jeleniogórski 21. kłodzki	Przedział wartości mier-nika [0,156; 0,230]	22. kamiennogórski 23. strzeliński 24. lwówecki 25. średzki 26. lubański 27. złotoryjski 28. legnicki 29. ząbkowicki
średnia: 0,495 odchylenie standardowe: 0,115 zmienność: 23,3%		średnia: 0,322 odchylenie standardowe: 0,022 zmienność: 6,8%		średnia: 0,271 odchylenie standardowe: 0,018 zmienność: 6,7%		średnia: 0,190 odchylenie standardowe: 0,021 zmienność: 10,9%	
2005							
Przedział wartości miernika (0,408; 0,727]	1. m. Wrocław 2. m. Legnica 3. wrocławski	Przedział wartości miernika (0,301; 0,408]	4. m. Jelenia Góra 5. głogowski 6. oławski 7. świdnicki 8. polkowicki 9. oleśnicki 10. lubiński 11. dzierżoniowski 12. wałbrzyski	Przedział wartości miernika (0,226; 0,301]	13. bolesławiecki 14. trzebnicki 15. lubański 16. zgorzelecki 17. wołowski 18. jaworski 19. kamiennogórski 20. jeleniogórski 21. milicki	Przedział wartości miernika [0,148; 0,226]	22. złotoryjski 23. kłodzki 24. górowski 25. lwówecki 26. legnicki 27. średzki 28. ząbkowicki 29. strzeliński
średnia: 0,595 odchylenie standardowe: 0,122 zmienność: 20,5%		średnia: 0,345 odchylenie standardowe: 0,031 zmienność: 8,9%		średnia: 0,254 odchylenie standardowe: 0,012 zmienność: 4,6%		średnia: 0,195 odchylenie standardowe: 0,027 zmienność: 14,0%	

ródło: opracowanie własne.

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Tabela 3. Struktura ludności powiatów w latach 2000-2005. Grupy konkurencyjności

I grupa wysoki poziom		II grupa średni poziom		III grupa niski poziom		IV grupa bardzo niski poziom	
Średnia z okresu 2000-2005							
Przedział wartości miernika (0,649; 0,872]	1. polkowicki 2. głogowski 3. milicki 4. górowski 5. lubiński 6. oleśnicki 7. trzebnicki 8. oławski	Przedział wartości miernika (0,508; 0,649]	9. wrocławski 10. złotoryjski 11. bolesławiecki 12. średzki 13. legnicki 14. jaworski 15. zgorzelecki	Przedział wartości miernika (0,356; 0,508]	16. lwówecki 17. lubański 18. wołowski 19. m. Legnica 20. świdnicki 21. strzeliński 22. kamiennogórski 23. ząbkowicki 24. jeleniogórski	Przedział wartości miernika [0,088; 0,356]	25. kłodzki 26. dzierżoniowski 27. wałbrzyski 28. m. Jelenia Góra 29. m. Wrocław
średnia: 0,717 odchylenie standardowe: 0,073 zmienność: 10,1%		średnia: 0,570 odchylenie standardowe: 0,045 zmienność: 7,9%		średnia: 0,448 odchylenie standardowe: 0,032 zmienność: 7,1%		średnia: 0,192 odchylenie standardowe: 0,085 zmienność: 44,2%	

2000							
Przedział wartości miernika (0,646; 0,866]	1. polkowicki 2. głogowski 3. lubiński 4. milicki 5. oleśnicki 6. górowski 7. oławski	Przedział wartości miernika (0,508; 0,646]	8. trzebnicki 9. bolesławiecki 10. wrocławski 11. złotoryjski 12. średzki 13. jaworski 14. legnicki 15. zgorzelecki	Przedział wartości miernika (0,359; 0,508]	16. lwówecki 17. wołowski 18. lubański 19. m. Legnica 20. świdnicki 21. strzeliński 22. kamiennogórski 23. ząbkowicki 24. jeleniogórski	Przedział wartości miernika [0,113; 0,359]	25. kłodzki 26. dzierżoniowski 27. wałbrzyski 28. m. Jelenia Góra 29. m. Wrocław
średnia: 0,729 odchylenie standardowe: 0,074 zmienność: 10,1%		średnia: 0,574 odchylenie standardowe: 0,043 zmienność: 7,4%		średnia: 0,439 odchylenie standardowe: 0,035 zmienność: 7,9%		średnia: 0,215 odchylenie standardowe: 0,078 zmienność: 36,2%	
2005							
Przedział wartości miernika (0,644; 0,873]	1. polkowicki 2. głogowski 3. milicki 4. górowski 5. trzebnicki 6. oleśnicki 7. wrocławski 8. lubiński	Przedział wartości miernika (0,508; 0,644]	9. oławski 10. złotoryjski 11. bolesławiecki 12. średzki 13. legnicki 14. lwówecki 15. lubański 16. jaworski	Przedział wartości miernika (0,340; 0,508]	17. zgorzelecki 18. wołowski 19. strzeliński 20. jeleniogórski 21. kamiennogórski 22. m. Legnica 23. świdnicki 24. ząbkowicki	Przedział wartości miernika [0,062; 0,340]	25. kłodzki 26. dzierżoniowski 27. wałbrzyski 28. m. Jelenia Góra 29. m. Wrocław
średnia: 0,722 odchylenie standardowe: 0,070 zmienność: 9,7%		średnia: 0,566 odchylenie standardowe:0,045 zmienność: 7,9%		średnia: 0,446 odchylenie standardowe: 0,023 zmienność: 5,1%		średnia: 0,170 odchylenie standardowe: 0,092 zmien-ność: 54,5%	

ródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Ruch naturalny ludności powiatów w latach 2000-2005. Grupy konkurencyjności

I grupa wysoki poziom		II grupa średni poziom		III grupa niski poziom		IV grupa bardzo niski poziom	
Średnia z okresu 2000-2005							
Przedział wartości miernika (0,586; 0,705]	1. górowski 2. milicki 3. oławski 4. polkowicki 5. głogowski	Przedział wartości miernika (0,488; 0,586]	6. lubiński 7. bolesławiecki 8. oleśnicki 9. kamiennogórski 10. trzebnicki 11. wrocławski	Przedział wartości miernika (0,428; 0,488]	12. wołowski 13. średzki 14. świdnicki 15. lwówecki 16. strzeliński 17. złotoryjski 18. jaworski 19. legnicki 20. jeleniogórski 21. m. Wrocław 22. lubański	Przedział wartości miernika [0,328; 0,428]	23. m. Legnica 24. zgorzelecki 25. ząbkowicki 26. dzierżoniowski 27. kłodzki 28. m. Jelenia Góra 29. wałbrzyski
średnia: 0,647 odchylenie standardowe: 0,046 zmienność: 7,1%		średnia: 0,535 odchylenie standardowe: 0,035 zmienność: 6,5%		średnia: 0,459 odchylenie standardowe: 0,017 zmienność: 3,8%		średnia: 0,379 odchylenie standardowe: 0,030 zmienność: 7,9%	

2000							
Przedział wartości miernika (0,611; 0,765]	1. oławski 2. polkowicki 3. górowski 4. bolesławiecki 5. oleśnicki	Przedział wartości miernika (0,488; 0,611]	6. kamiennogórski 7. głogowski 8. jaworski 9. milicki 10. lubański 11. wołowski 12. lwówecki	Przedział wartości miernika (0,401; 0,488]	13. strzeliński 14. lubiński 15. świdnicki 16. m. Wrocław 17. m. Legnica 18. złotoryjski 19. wrocławski 20. trzebnicki 21. ząbkowicki	Przedział wartości miernika [0,345; 0,401]	22. jeleniogórski 23. m. Jelenia Góra 24. kłodzki 25. dzierżoniowski 26. średzki 27. wałbrzyski 28. zgorzelecki 29. legnicki
średnia: 0,695 odchylenie standardowe: 0,059 zmienność: 8,5%		średnia: 0,552 odchylenie standardowe: 0,034 zmienność: 6,2%		średnia: 0,428 odchylenie standardowe: 0,022 zmienność: 5,0%		średnia: 0,369 odchylenie standardowe: 0,018 zmienność: 4,7%	
2005							
Przedział wartości miernika (0,568; 0,769]	1. górowski 2. milicki 3. głogowski 4. bolesławiecki 5. lubiński	Przedział wartości miernika (0,488; 0,568]	6. jeleniogórski 7. jaworski 8. oławski 9. wrocławski 10. polkowicki 11. świdnicki 12. wołowski 13. trzebnicki 14. kamiennogórski 15. średzki 16. zgorzelecki 17. oleśnicki	Przedział wartości miernika (0,375; 0,488]	18. lwówecki 19. m. Wrocław 20. m. Legnica 21. złotoryjski 22. kłodzki	Przedział wartości miernika [0,264; 0,375]	23. strzeliński 24. m. Jelenia Góra 25. dzierżoniowski 26. wałbrzyski 27. lubański 28. ząbkowicki 29. legnicki
średnia: 0,681 odchylenie standardowe: 0,070 zmienność: 10,3%		średnia: 0,520 odchylenie standardowe: 0,022 zmienność: 4,1%		średnia: 0,447 odchylenie standardowe: 0,014 zmienność: 3,1%		średnia: 0,323 odchylenie standardowe: 0,037 zmienność: 11,4%	

ródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Ruch wędrówkowy ludności powiatów w latach 2000-2005. Grupy konkurencyjności

I grupa wysoki poziom		II grupa średni poziom		III grupa niski poziom		IV grupa bardzo niski poziom	
Średnia z okresu 2000-2005							
Przedział wartości miernika (0,501; 0,613]	1. wrocławski 2. m. Wrocław 3. trzebnicki 4. strzeliński 5. oleśnicki 6. kamiennogórski	Przedział wartości miernika (0,451; 0,501]	7. średzki 8. ząbkowicki 9. dzierżoniowski 10. milicki 11. kłodzki 12. m. Jelenia Góra	Przedział wartości miernika (0,403; 0,451]	13. zgorzelecki 14. bolesławiecki 15. jaworski 16. złotoryjski 17. lwówecki 18. wołowski 19. legnicki 20. jeleniogórski 21. lubański 22. głogowski 23. polkowicki 24. wałbrzyski	Przedział wartości miernika [0,357; 0,403]	25. górowski 26. m. Legnica 27. świdnicki 28. lubiński 29. oławski
średnia: 0,554 odchylenie standardowe: 0,025 zmienność: 4,6%		średnia: 0,475 odchylenie standardowe: 0,015 zmienność: 3,2%		średnia: 0,432 odchylenie standardowe: 0,012 zmienność: 2,9%		średnia: 0,343 odchylenie standardowe: 0,031 zmienność: 9,0%	

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

2000							
Przedział wartości miernika (0,509; 0,616]	1. trzebnicki 2. wrocławski 3. średzki 4. wołowski 5. dzierżoniowski	Przedział wartości miernika (0,451; 0,509]	6. strzeliński 7. oleśnicki 8. bolesławiecki 9. jeleniogórski 10. złotoryjski 11. kłodzki 12. milicki 13. m. Wrocław	Przedział wartości miernika (0,403; 0,451]	14. polkowicki 15. ząbkowicki 16. oławski 17. górowski 18. świdnicki 19. jaworski 20. lubański	Przedział wartości miernika [0,339; 0,403]	21. legnicki 22. m. Legnica 23. lwówecki 24. głogowski 25. zgorzelecki 26. kamiennogórski 27. m. Jelenia Góra 28. lubiński 29. wałbrzyski
średnia: 0,555 odchylenie standardowe: 0,040 zmienność: 7,2%		średnia: 0,481 odchylenie standardowe: 0,014 zmienność: 2,9%		średnia: 0,440 odchylenie standardowe: 0,012 zmienność: 2,6%		średnia: 0,374 odchylenie standardowe: 0,018 zmienność: 4,7%	
2005							
Przedział wartości miernika (0,514; 0,604]	1. wrocławski 2. m. Wrocław 3. trzebnicki 4. strzeliński 5. oleśnicki 6. kamiennogórski	Przedział wartości miernika (0,451; 0,514]	7. średzki 8. ząbkowicki 9. dzierżoniowski 10. milicki 11. kłodzki 12. m. Jelenia Góra	Przedział wartości miernika (0,406; 0,451]	13. zgorzelecki 14. bolesławiecki 15. jaworski 16. złotoryjski 17. lwówecki 18. wołowski 19. legnicki 20. jeleniogórski 21. lubański 22. głogowski 23. polkowicki 24. wałbrzyski	Przedział wartości miernika [0,286; 0,406]	25. górowski 26. m. Legnica 27. świdnicki 28. lubiński 29. oławski
średnia: 0,554 odchylenie standardowe: 0,025 zmienność: 4,6%		średnia: 0,475 odchylenie standardowe: 0,015 zmienność: 3,2%		średnia: 0,432 odchylenie standardowe: 0,012 zmienność: 2,9%		średnia: 0,343 odchylenie standardowe: 0,031 zmienność: 9,0%	

ródło: opracowanie własne.

Tabela 6. Potencjał demograficzny – syntetyczne mierniki rozwoju w latach 2000-2005

Wyszczególnienie	Średnia z okresu 2000-2005		2000		2005		Przeciętne roczne tempo zmian w %	Indeks dynamiki 2000 = 100
	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga		
Powiaty:								
bolesławiecki	0,488	9	0,519	6	0,484	8	–1,4	93,2
dzierżoniowski	0,375	25	0,368	24	0,353	26	–0,8	96,1
głogowski	0,531	3	0,538	3	0,563	1	0,9	104,5
górowski	0,510	8	0,526	4	0,520	5	–0,2	99,0
jaworski	0,412	18	0,459	11	0,441	14	–0,8	96,2
jeleniogórski	0,393	23	0,385	22	0,421	18	1,8	109,3
kamiennogórski	0,394	22	0,404	19	0,435	15	1,5	107,7
kłodzki	0,350	27	0,361	26	0,360	25	–0,1	99,5
legnicki	0,414	17	0,362	25	0,363	24	0,1	100,4
lubański	0,388	24	0,404	20	0,376	23	–1,4	93,2
lubiński	0,488	10	0,455	12	0,477	9	1,0	104,8
lwówecki	0,404	19	0,395	21	0,411	21	0,8	104,0
milicki	0,528	4	0,493	8	0,548	3	2,1	111,2
oleśnicki	0,514	6	0,524	5	0,508	6	–0,6	96,9
oławski	0,511	7	0,566	2	0,449	12	–4,5	79,2
polkowicki	0,549	1	0,607	1	0,530	4	–2,7	87,3
strzeliński	0,394	21	0,407	17	0,383	22	–1,2	94,0
średzki	0,447	12	0,416	15	0,443	13	1,3	106,6
świdnicki	0,419	16	0,412	16	0,413	20	0,0	100,2
trzebnicki	0,524	5	0,500	7	0,503	7	0,1	100,5
wałbrzyski	0,297	29	0,299	29	0,297	29	–0,2	99,2
wołowski	0,427	15	0,453	13	0,416	19	–1,7	91,9
wrocławski	0,531	2	0,482	9	0,560	2	3,1	116,3
ząbkowicki	0,366	26	0,355	27	0,347	27	–0,4	97,9
zgorzelecki	0,396	20	0,379	23	0,427	17	2,4	112,6
złotoryjski	0,438	13	0,421	14	0,427	16	0,3	101,5
Miasta na prawach powiatu:								
Jelenia Góra	0,324	28	0,338	28	0,335	28	–0,2	98,9
Legnica	0,471	11	0,480	10	0,465	10	–0,6	96,9
Wrocław	0,430	14	0,404	18	0,456	11	2,4	112,8

ródło: obliczenia na podstawie [2; 22; 26].

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Hipotetyczne mierniki rozwoju w 2005 r. przy stałych z 2000 r. wskaźnikach							
stanu i rozmieszczenia		struktury wiekowej		ruchu naturalnego		ruchu wędrówkowego	
miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100
0,496	95,5	0,489	94,3	0,489	94,3	0,496	95,5
0,350	95,2	0,357	97,2	0,360	97,9	0,361	98,1
0,564	104,7	0,570	105,9	0,541	100,5	0,552	102,5
0,535	101,8	0,507	96,5	0,503	95,7	0,541	102,9
0,449	97,8	0,446	97,2	0,450	98,1	0,438	95,5
0,425	110,5	0,408	106,0	0,380	98,6	0,435	112,9
0,430	106,5	0,427	105,8	0,459	113,8	0,392	97,1
0,363	100,4	0,367	101,6	0,346	95,8	0,364	100,8
0,355	98,1	0,358	98,9	0,384	106,1	0,355	98,0
0,359	89,1	0,365	90,5	0,434	107,6	0,373	92,5
0,473	103,9	0,491	107,8	0,440	96,6	0,484	106,2
0,410	103,6	0,402	101,8	0,421	106,6	0,395	100,0
0,555	112,5	0,540	109,5	0,491	99,8	0,550	111,7
0,504	96,1	0,509	97,1	0,540	103,0	0,496	94,5
0,460	81,2	0,456	80,5	0,505	89,1	0,493	87,0
0,539	88,9	0,528	87,0	0,589	97,0	0,540	88,9
0,395	97,1	0,379	93,1	0,410	100,7	0,371	91,2
0,449	108,0	0,433	104,0	0,408	98,2	0,456	109,5
0,405	98,3	0,417	101,3	0,392	95,1	0,436	105,9
0,519	103,8	0,493	98,6	0,477	95,4	0,520	103,9
0,294	98,3	0,308	103,0	0,309	103,3	0,278	93,0
0,422	93,2	0,421	93,0	0,419	92,6	0,439	97,0
0,530	110,1	0,547	113,6	0,529	109,9	0,556	115,3
0,345	97,1	0,342	96,3	0,374	105,5	0,337	94,9
0,430	113,4	0,432	113,9	0,390	103,0	0,407	107,5
0,417	99,0	0,426	101,3	0,422	100,3	0,437	103,9
0,338	100,1	0,353	104,4	0,340	100,5	0,311	91,8
0,473	98,5	0,471	98,2	0,458	95,5	0,474	98,7
0,429	106,2	0,468	115,8	0,448	110,8	0,427	105,6

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Tabela 7. Potencjał demograficzny – stan i rozmieszczenie ludności. Cząstkowe mierniki rozwoju

Wyszczególnienie	Średnia z okresu 2000-2005		2000		2005		Przeciętne roczne tempo zmian w %	Indeks dynamiki 2000 = 100
	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga		
Powiaty:								
bolesławiecki	0,293	14	0,323	8	0,272	13	–3,4	84,3
dzierżoniowski	0,313	11	0,303	13	0,318	11	1,0	105,0
głogowski	0,372	4	0,398	4	0,395	5	–0,2	99,2
górowski	0,219	23	0,283	16	0,220	24	–4,9	77,7
jaworski	0,238	19	0,284	15	0,253	18	–2,3	89,1
jeleniogórski	0,260	16	0,259	20	0,239	20	–1,5	92,6
kamiennogórski	0,248	18	0,229	22	0,249	19	1,8	109,1
kłodzki	0,225	20	0,235	21	0,221	23	–1,1	94,4
legnicki	0,206	27	0,170	28	0,205	26	3,8	120,2
lubański	0,221	22	0,188	26	0,259	15	6,6	137,6
lubiński	0,344	7	0,314	10	0,332	10	1,1	105,8
lwówecki	0,212	26	0,200	24	0,206	25	0,6	103,2
milicki	0,224	21	0,260	19	0,232	21	–2,3	89,0
oleśnicki	0,325	8	0,315	9	0,333	9	1,1	105,7
oławski	0,370	6	0,389	5	0,343	6	–2,5	88,0
polkowicki	0,320	9	0,374	6	0,333	8	–2,3	89,1
strzeliński	0,173	29	0,201	23	0,148	29	–5,9	73,7
średzki	0,212	25	0,194	25	0,170	27	–2,7	87,3
świdnicki	0,312	12	0,308	11	0,341	7	2,0	110,7
trzebnicki	0,318	10	0,334	7	0,265	14	–4,5	79,5
wałbrzyski	0,309	13	0,296	14	0,308	12	0,8	104,0
wołowski	0,256	17	0,280	17	0,255	17	–1,9	91,1
wrocławski	0,371	5	0,305	12	0,433	3	7,2	141,9
ząbkowicki	0,180	28	0,156	29	0,168	28	1,5	107,8
zgorzelecki	0,271	15	0,270	18	0,257	16	–0,9	95,4
złotoryjski	0,215	24	0,179	27	0,224	22	4,5	124,8
Miasta na prawach powiatu:								
Jelenia Góra	0,406	3	0,419	3	0,403	4	–0,8	96,2
Legnica	0,636	2	0,657	1	0,625	2	–1,0	95,3
Wrocław	0,688	1	0,614	2	0,727	1	3,4	118,4

ródło: obliczenia na podstawie [2; 22; 26].

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

w latach 2000-2005

Hipotetyczne mierniki rozwoju w 2005 r. przy stałych z 2000 r. współczynnikach					
gęstości zaludnienia		urbanizacji		przyrostu rzeczywistego	
miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100
0,272	84,3	0,274	85,0	0,321	99,4
0,318	105,1	0,317	104,8	0,303	100,1
0,395	99,2	0,398	99,9	0,396	99,4
0,220	77,7	0,218	77,0	0,285	100,7
0,253	89,1	0,253	88,9	0,285	100,2
0,239	92,5	0,241	93,3	0,257	99,4
0,249	109,1	0,250	109,3	0,228	99,8
0,222	94,5	0,221	94,4	0,234	99,9
0,204	120,1	0,203	119,2	0,172	101,1
0,260	137,7	0,260	138,1	0,188	99,5
0,332	105,7	0,335	106,7	0,311	99,1
0,206	103,2	0,206	103,1	0,200	100,0
0,232	89,0	0,232	89,1	0,260	100,0
0,333	105,7	0,334	106,1	0,314	99,8
0,342	87,9	0,344	88,3	0,389	99,9
0,333	89,1	0,331	88,5	0,377	100,7
0,148	73,7	0,148	73,9	0,200	99,8
0,169	87,2	0,169	87,0	0,195	100,5
0,341	110,7	0,341	110,7	0,308	100,0
0,265	79,4	0,264	79,2	0,335	100,4
0,309	104,4	0,308	104,1	0,295	99,6
0,255	91,0	0,253	90,4	0,282	100,7
0,432	141,6	0,434	142,3	0,305	99,9
0,168	107,8	0,168	107,7	0,156	100,0
0,257	95,4	0,258	95,7	0,269	99,7
0,224	124,8	0,223	124,6	0,179	100,2
0,405	96,8	0,402	95,9	0,418	99,7
0,626	95,4	0,624	95,1	0,657	100,1
0,726	118,2	0,726	118,2	0,617	100,5

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Tabela 8. Potencjał demograficzny – struktura ludności. Cząstkowe mierniki rozwoju w latach

Wyszczególnienie	Średnia z okresu 2000-2005		2000		2005		Przeciętne roczne tempo zmian w %	Indeks dynamiki 2000 = 100
	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga		
Powiaty:								
bolesławiecki	0,605	11	0,618	9	0,594	11	–0,8	96,0
dzierżoniowski	0,249	26	0,260	26	0,244	26	–1,3	93,8
głogowski	0,796	2	0,816	2	0,784	2	–0,8	96,1
górowski	0,697	4	0,668	6	0,723	4	1,6	108,2
jaworski	0,526	14	0,531	13	0,511	16	–0,7	96,3
jeleniogórski	0,409	24	0,385	24	0,440	20	2,7	114,4
kamiennogórski	0,421	22	0,407	22	0,439	21	1,6	108,1
kłodzki	0,324	25	0,338	25	0,306	25	–2,0	90,6
legnicki	0,536	13	0,527	14	0,551	13	0,9	104,5
lubański	0,488	17	0,465	18	0,512	15	1,9	110,1
lubiński	0,684	5	0,711	3	0,654	8	–1,7	92,0
lwówecki	0,507	16	0,486	16	0,523	14	1,5	107,7
milicki	0,711	3	0,700	4	0,735	3	1,0	104,9
oleśnicki	0,675	6	0,676	5	0,671	6	–0,1	99,3
oławski	0,651	8	0,666	7	0,636	9	–0,9	95,5
polkowicki	0,872	1	0,866	1	0,873	1	0,2	100,8
strzeliński	0,435	21	0,426	21	0,442	19	0,7	103,8
średzki	0,571	12	0,548	12	0,593	12	1,6	108,2
świdnicki	0,444	20	0,455	20	0,436	23	–0,8	95,8
trzebnicki	0,653	7	0,631	8	0,673	5	1,3	106,7
wałbrzyski	0,166	27	0,193	27	0,145	27	–5,6	75,0
wołowski	0,461	18	0,471	17	0,450	18	–0,9	95,7
wrocławski	0,639	9	0,610	10	0,664	7	1,7	109,0
ząbkowicki	0,412	23	0,396	23	0,420	24	1,2	106,2
zgorzelecki	0,508	15	0,524	15	0,503	17	–0,8	96,0
złotoryjski	0,607	10	0,602	11	0,606	10	0,1	100,6
Miasta na prawach powiatu:								
Jelenia Góra	0,131	28	0,169	28	0,091	28	–11,7	53,6
Legnica	0,453	19	0,463	19	0,437	22	–1,1	94,4
Wrocław	0,088	29	0,113	29	0,062	29	–11,4	54,7

ródło: obliczenia na podstawie [2; 22; 26].

2000-2005

Hipotetyczne mierniki rozwoju w 2005 r. przy stałych z 2000 r. wskaźnikach			
udziale dzieci i młodzieży		współczynniku obciążenia demograficznego ludnością w wieku poprodukcyjnym	
miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100
0,591	95,5	0,621	100,5
0,246	94,5	0,258	99,3
0,791	97,0	0,809	99,1
0,696	104,2	0,695	104,1
0,555	104,6	0,487	91,7
0,425	110,4	0,400	104,0
0,421	103,6	0,425	104,5
0,323	95,4	0,322	95,2
0,566	107,4	0,512	97,1
0,496	106,6	0,481	103,5
0,638	89,7	0,727	102,3
0,542	111,6	0,467	96,1
0,723	103,3	0,712	101,6
0,665	98,4	0,682	100,9
0,638	95,7	0,665	99,8
0,858	99,2	0,880	101,7
0,451	106,0	0,416	97,8
0,583	106,3	0,558	101,9
0,440	96,7	0,451	99,1
0,662	105,1	0,641	101,6
0,145	74,9	0,194	100,1
0,454	96,5	0,467	99,2
0,669	109,7	0,605	99,2
0,418	105,7	0,398	100,5
0,499	95,3	0,527	100,7
0,661	109,8	0,547	90,9
0,091	53,7	0,169	99,8
0,424	91,7	0,476	102,7
0,047	41,9	0,127	112,8

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Tabela 9. Potencjał demograficzny – ruch naturalny ludności. Cząstkowe mierniki rozwoju w latach

Wyszczególnienie	Średnia z okresu 2000-2005		2000		2005		Przeciętne roczne tempo zmian w %	Indeks dynamiki 2000 = 100
	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga		
Powiaty:								
bolesławiecki	0,568	7	0,641	4	0,619	4	–0,7	96,6
dzierżoniowski	0,384	26	0,371	25	0,345	25	–1,5	92,9
głogowski	0,598	5	0,583	7	0,668	3	2,8	114,5
górowski	0,705	1	0,703	3	0,769	1	1,8	109,4
jaworski	0,452	18	0,582	8	0,548	7	–1,2	94,2
jeleniogórski	0,447	20	0,399	22	0,559	6	7,0	140,1
kamiennogórski	0,505	9	0,602	6	0,507	14	–3,4	84,2
kłodzki	0,375	27	0,375	24	0,427	22	2,6	113,9
legnicki	0,448	19	0,345	29	0,264	29	–5,2	76,5
lubański	0,432	22	0,533	10	0,307	27	–10,5	57,5
lubiński	0,577	6	0,449	14	0,594	5	5,8	132,4
lwówecki	0,470	15	0,504	12	0,465	18	–1,6	92,2
milicki	0,700	2	0,534	9	0,753	2	7,1	141,1
oleśnicki	0,561	8	0,615	5	0,491	17	–4,4	79,8
oławski	0,625	3	0,765	1	0,548	8	–6,5	71,6
polkowicki	0,608	4	0,750	2	0,520	10	–7,1	69,3
strzeliński	0,466	16	0,476	13	0,371	23	–4,9	77,9
średzki	0,478	13	0,368	26	0,504	15	6,5	136,9
świdnicki	0,475	14	0,437	15	0,518	11	3,5	118,6
trzebnicki	0,504	10	0,411	20	0,511	13	4,5	124,4
wałbrzyski	0,328	29	0,357	27	0,308	26	–2,9	86,5
wołowski	0,487	12	0,524	11	0,512	12	–0,5	97,8
wrocławski	0,493	11	0,415	19	0,535	9	5,2	128,9
ząbkowicki	0,392	25	0,402	21	0,298	28	–5,8	74,1
zgorzelecki	0,402	24	0,351	28	0,492	16	7,0	140,3
złotoryjski	0,461	17	0,416	18	0,436	21	0,9	104,7
Miasta na prawach powiatu:								
Jelenia Góra	0,348	28	0,390	23	0,369	24	–1,1	94,6
Legnica	0,423	23	0,421	17	0,448	20	1,3	106,5
Wrocław	0,433	21	0,427	16	0,458	19	1,4	107,3

ródło: obliczenia na podstawie [2; 22; 26].

2000-2005

Hipotetyczne mierniki rozwoju w 2005 r. przy stałych z 2000 r. współczynnikach					
umieralności w wieku 15-59		umieralności niemowląt		płodności kobiet	
miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100
0,598	93,3	0,638	99,6	0,643	100,3
0,373	100,5	0,335	90,4	0,352	95,0
0,635	108,9	0,696	119,3	0,588	100,8
0,738	105,0	0,708	100,8	0,795	113,1
0,530	91,1	0,603	103,6	0,545	93,7
0,520	130,3	0,432	108,3	0,566	141,7
0,615	102,1	0,495	82,1	0,506	84,1
0,436	116,2	0,394	105,0	0,400	106,6
0,182	52,9	0,420	121,7	0,270	78,4
0,403	75,6	0,434	81,4	0,309	58,1
0,536	119,4	0,567	126,2	0,535	119,2
0,447	88,6	0,522	103,5	0,465	92,1
0,591	110,8	0,755	141,6	0,692	129,7
0,479	78,0	0,630	102,4	0,487	79,3
0,621	81,2	0,642	83,9	0,597	78,1
0,602	80,3	0,637	84,9	0,550	73,3
0,424	88,9	0,331	69,4	0,464	97,3
0,531	144,3	0,357	97,1	0,487	132,3
0,450	103,0	0,512	117,3	0,511	117,0
0,595	144,8	0,325	79,0	0,514	125,0
0,333	93,3	0,331	92,7	0,310	87,0
0,473	90,2	0,530	101,1	0,546	104,2
0,535	128,9	0,425	102,4	0,526	126,6
0,294	73,2	0,385	95,9	0,318	79,0
0,460	131,1	0,384	109,4	0,491	140,0
0,473	113,8	0,358	86,1	0,456	109,6
0,350	89,7	0,423	108,5	0,355	91,0
0,468	111,1	0,404	96,0	0,446	105,9
0,452	105,8	0,471	110,4	0,420	98,4

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Tabela 10. Potencjał demograficzny – ruch wędrówkowy. Cząstkowe mierniki rozwoju w latach

Wyszczególnienie	Średnia z okresu 2000-2005		2000		2005		Przeciętne roczne tempo zmian w %	Indeks dynamiki 2000 = 100
	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga	miara rozwoju	ranga		
Powiaty:								
bolesławiecki	0,481	9	0,489	8	0,444	14	–1,9	90,9
dzierżoniowski	0,530	3	0,514	5	0,487	9	–1,1	94,8
głogowski	0,376	27	0,378	24	0,418	22	2,0	110,5
górowski	0,417	19	0,446	17	0,371	25	–3,6	83,2
jaworski	0,425	17	0,432	19	0,444	15	0,5	102,6
jeleniogórski	0,444	15	0,481	9	0,430	20	–2,2	89,5
kamiennogórski	0,392	25	0,366	26	0,524	6	7,5	143,3
kłodzki	0,456	13	0,478	11	0,461	11	–0,7	96,5
legnicki	0,456	14	0,401	21	0,432	19	1,5	107,8
lubański	0,406	21	0,415	20	0,426	21	0,5	102,7
lubiński	0,357	29	0,363	28	0,340	28	–1,3	93,7
lwówecki	0,419	18	0,383	23	0,441	17	2,8	115,0
milicki	0,471	10	0,476	12	0,467	10	–0,4	98,0
oleśnicki	0,494	6	0,489	7	0,535	5	1,8	109,4
oławski	0,405	22	0,447	16	0,286	29	–8,6	63,9
polkowicki	0,414	20	0,450	14	0,414	23	–1,7	91,8
strzeliński	0,484	8	0,504	6	0,546	4	1,6	108,3
średzki	0,513	4	0,539	3	0,494	7	–1,7	91,6
świdnicki	0,437	16	0,440	18	0,355	27	–4,2	80,5
trzebnicki	0,609	2	0,616	1	0,555	3	–2,1	90,0
wałbrzyski	0,370	28	0,339	29	0,407	24	3,7	120,0
wołowski	0,488	7	0,519	4	0,435	18	–3,5	83,7
wrocławski	0,613	1	0,587	2	0,604	1	0,6	102,9
ząbkowicki	0,464	11	0,447	15	0,488	8	1,7	108,9
zgorzelecki	0,400	23	0,375	25	0,446	13	3,5	118,9
złotoryjski	0,462	12	0,479	10	0,442	16	–1,6	92,3
Miasta na prawach powiatu:								
Jelenia Góra	0,396	24	0,366	27	0,454	12	4,4	124,2
Legnica	0,390	26	0,398	22	0,367	26	–1,6	92,2
Wrocław	0,498	5	0,452	13	0,559	2	4,3	123,6

ródło: obliczenia na podstawie [2; 22; 26].

2000-2005

Hipotetyczne mierniki rozwoju w 2005 r. przy stałych z 2000 r. wskaźnikach							
współczynniku napływu migracyjnego		współczynniku odpływu migracyjnego		udziale migrantów zagranicznych w ogólnej liczbie przybywających		udziale emigrantów zagranicznych w ogólnej liczbie wyjeżdżających	
miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100	miara rozwoju	2000 = 100
0,459	93,9	0,459	94,0	0,453	92,7	0,450	92,2
0,466	90,6	0,462	89,9	0,658	128,1	0,390	75,8
0,430	113,8	0,428	113,1	0,361	95,5	0,413	109,1
0,369	82,8	0,431	96,8	0,373	83,7	0,384	86,2
0,442	102,3	0,424	98,0	0,491	113,5	0,407	94,1
0,486	101,1	0,416	86,5	0,430	89,4	0,440	91,5
0,506	138,5	0,507	138,7	0,411	112,4	0,513	140,3
0,445	93,2	0,469	98,2	0,461	96,5	0,486	101,7
0,451	112,6	0,354	88,5	0,477	119,0	0,414	103,4
0,406	98,0	0,419	101,0	0,434	104,6	0,433	104,3
0,333	91,8	0,340	93,8	0,354	97,7	0,355	97,8
0,444	115,9	0,458	119,3	0,426	111,0	0,379	98,9
0,471	98,9	0,470	98,7	0,460	96,5	0,476	99,9
0,516	105,5	0,546	111,6	0,462	94,5	0,571	116,6
0,281	62,9	0,315	70,5	0,346	77,5	0,362	81,0
0,464	103,0	0,416	92,3	0,419	93,1	0,392	87,1
0,570	113,3	0,569	112,9	0,462	91,7	0,539	107,1
0,487	90,4	0,521	96,7	0,498	92,3	0,514	95,3
0,330	74,9	0,348	79,0	0,412	93,5	0,415	94,2
0,581	94,3	0,549	89,0	0,591	95,9	0,560	90,8
0,436	128,5	0,324	95,3	0,377	111,0	0,425	125,2
0,438	84,3	0,476	91,8	0,413	79,7	0,495	95,5
0,536	91,3	0,627	106,8	0,619	105,6	0,616	105,1
0,499	111,4	0,433	96,9	0,525	117,4	0,453	101,1
0,428	114,1	0,429	114,2	0,382	101,9	0,474	126,3
0,427	89,2	0,408	85,3	0,528	110,3	0,441	92,2
0,448	122,4	0,489	133,7	0,368	100,7	0,423	115,7
0,398	100,0	0,389	97,9	0,364	91,6	0,347	87,2
0,520	115,2	0,593	131,2	0,511	113,1	0,503	111,4

Tabela 11. Zgodność uporządkowań powiatów według mierników rozwoju wyróżnionych dziedzin potencjału demograficznego – współczynniki korelacji rang Spearmana

Potencjał demograficzny	Potencjał demograficzny			
	Stan i rozmieszczenie ludności	Struktura wiekowa	Ruch naturalny	Ruch wędrówkowy
Lokaty według średnich wartości mierników z lat 2000-2005				
Stan i rozmieszczenie ludności	1,000	–0,308	0,082	–0,180
Struktura wiekowa	–0,308	1,000	0,835	0,320
Ruch naturalny	0,082	0,835	1,000	0,037
Ruch wędrówkowy	–0,180	0,320	0,037	1,000
Lokaty według wartości mierników z 2000 r.				
Stan i rozmieszczenie ludności	1,000	–0,190	0,296	–0,081
Struktura wiekowa	–0,190	1,000	0,557	0,397
Ruch naturalny	0,296	0,557	1,000	–0,003
Ruch wędrówkowy	–0,081	0,397	–0,003	1,000
Lokaty według wartości mierników z 2005 r.				
Stan i rozmieszczenie ludności	1,000	–0,282	0,183	–0,173
Struktura wiekowa	–0,282	1,000	0,617	0,103
Ruch naturalny	0,183	0,617	1,000	–0,234
Ruch wędrówkowy	–0,173	0,103	–0,234	1,000

ródło: opracowanie własne.

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

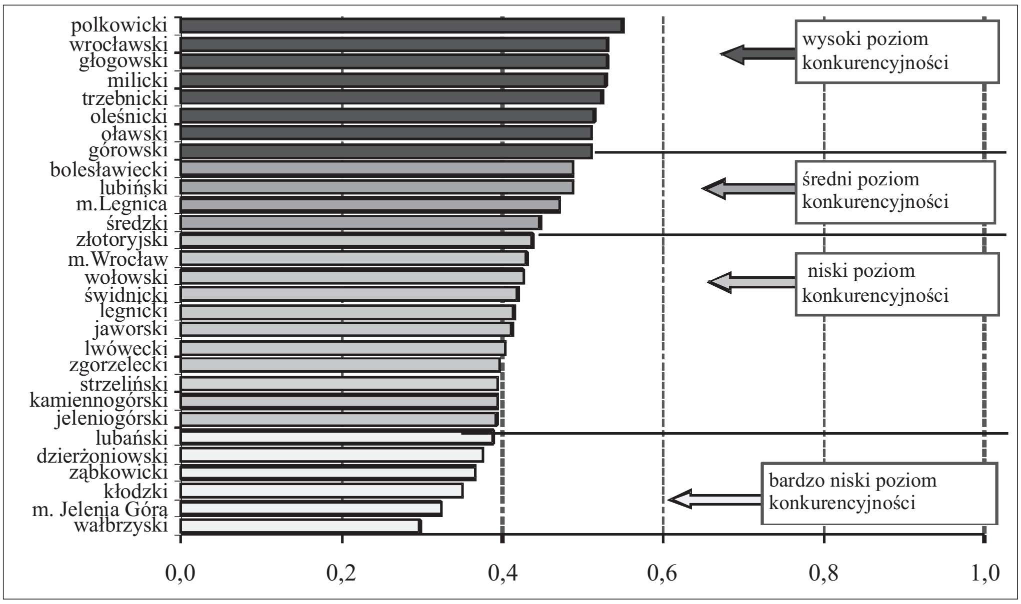
Tabela 12. Lokaty powiatów według mierników rozwoju wyróżnionych dziedzin potencjału demograficznego – lata 2000 i 2005

2000		
$0 \leq \max\limits_k R_{ik} - \min\limits_k R_{ik} < 10$	$10 \leq \max\limits_k R_{ik} - \min\limits_k R_{ik} < 20$	$20 \leq \max\limits_k R_{ik} - \min\limits_k R_{ik} < 28$
oleśnicki (**5**; 9; 5; 5; 7)	jaworski (**11**; 15; 13; 8; 19)	kamiennogórski (**19**; 22; 22; 6; 26)
bolesławiecki (**6**; 8; 9; 4; 8)	lwówecki (**21**; 24; 16; 12; 23)	m. Legnica (**10**; 1; 19; 17; 22)
świdnicki (**16**; 11; 20; 15; 18)	polkowicki (**1**; 6; 1; 2; 14)	dzierżoniowski (**24**; 13; 26; 25; 5)
	wołowski (**13**; 17; 17; 11; 4)	głogowski (**3**; 4; 2; 7; 24)
	zgorzelecki (**23**; 18; 15; 28; 25)	średzki (**15**; 25; 12; 26; 3)
	górowski (**4**; 16; 6; 3; 17)	lubiński (**12**; 10; 3; 14; 28)
	kłodzki (**26**; 21; 25; 24; 11)	m. Jelenia Góra (**28**; 3; 28; 23; 27)
	ząbkowicki (**27**; 29; 23; 21; 15)	m. Wrocław (**18**; 2; 29; 16; 13)
	oławski (**2**; 5; 7; 1; 16)	
	milicki (**8**; 19; 4; 9; 12)	
	jeleniogórski (**22**; 20; 24; 22; 9)	
	legnicki (**25**; 28; 14; 29; 21)	
	wałbrzyski (**29**; 14; 27; 27; 29)	
	lubański (**20**; 26; 18; 10; 20)	
	wrocławski (**9**; 12; 10; 19; 2)	
	złotoryjski (**14**; 27; 11; 18; 10)	
	strzeliński (**17**; 23; 21; 13; 6)	
	trzebnicki (**7**; 7; 8; 20; 1)	

2005		
$0 \leq \max\limits_k R_{ik} - \min\limits_k R_{ik} < 10$	$10 \leq \max\limits_k R_{ik} - \min\limits_k R_{ik} < 20$	$20 \leq \max\limits_k R_{ik} - \min\limits_k R_{ik} < 28$
zgorzelecki (**17**; 16; 17; 16; 13)	bolesławiecki (**8**; 13; 11; 4; 14)	głogowski (**1**; 5; 2; 3; 22)
wołowski (**19**; 17; 18; 12; 18)	trzebnicki (**7**; 14; 5; 13; 3)	średzki (**13**; 27; 12; 15; 7)
wrocławski (**2**; 3; 7; 9; 1)	jaworski (**14**; 18; 16; 7; 15)	świdnicki (**20**; 7; 23; 11; 27)
	lwówecki (**21**; 25; 14; 18; 17)	ząbkowicki (**27**; 28; 24; 28; 8)
	oleśnicki (**6**; 9; 6; 17; 5)	polkowicki (**4**; 8; 1; 10; 23)
	złotoryjski (**16**; 22; 10; 21; 16)	lubiński (**9**; 10; 8; 5; 28)
	lubański (**23**; 15; 15; 27; 21)	oławski (**12**; 6; 9; 8; 29)
	jeleniogórski (**18**; 20; 20; 6; 20)	górowski (**5**; 24; 4; 1; 25)
	kłodzki (**25**; 23; 25; 22; 11)	m. Legnica (**10**; 2; 22; 20; 26)
	kamiennogórski (**15**; 19; 21; 14; 6)	m. Jelenia Góra (**28**; 4; 28; 24; 12)
	wałbrzyski (**29**; 12; 27; 26; 24)	strzeliński (**22**; 29; 19; 23; 4)
	legnicki (**24**; 26; 13; 29; 19)	m. Wrocław (**11**; 1; 29; 19; 2)
	dzierżoniowski (**26**; 11; 26; 25; 9)	
	milicki (**3**; 21; 3; 2; 10)	

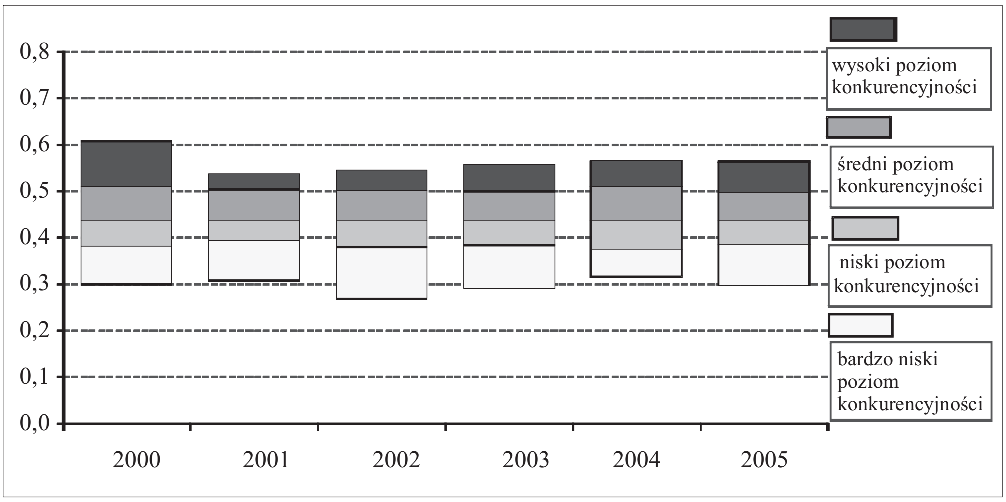
R_{ik} – ranga i-tego powiatu pod względem miernika rozwoju dla k-tej dziedziny; ($\boldsymbol{R_i}$; R_{i1}; R_{i2}; R_{i3}; R_{i4}) – dla i-tego powiatu wektor rang: $\boldsymbol{R_i}$ – według syntetycznego miernika rozwoju potencjału demograficznego, R_{i1} – według miernika stanu i rozmieszczenia ludności, R_{i2} – według miernika struktury wiekowej ludności, R_{i3} – według miernika ruchu naturalnego, R_{i4} – według miernika ruchu wędrówkowego.

ródło: opracowanie własne.



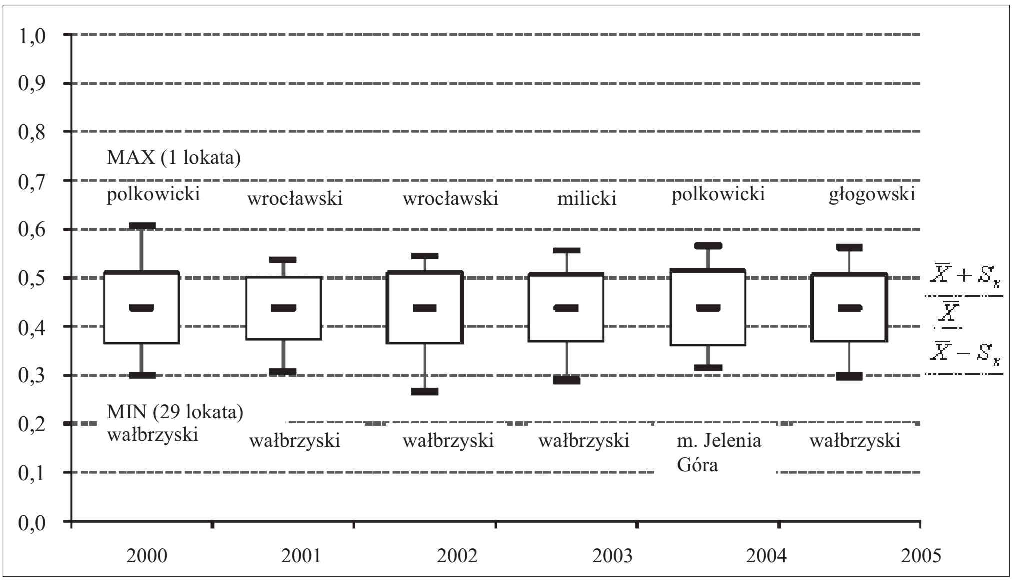
Rys. 1. Powiaty woj. dolnośląskiego według miernika rozwoju potencjału demograficznego – średnia z okresu 2000-2005. Grupy konkurencyjności

ródło: opracowanie własne



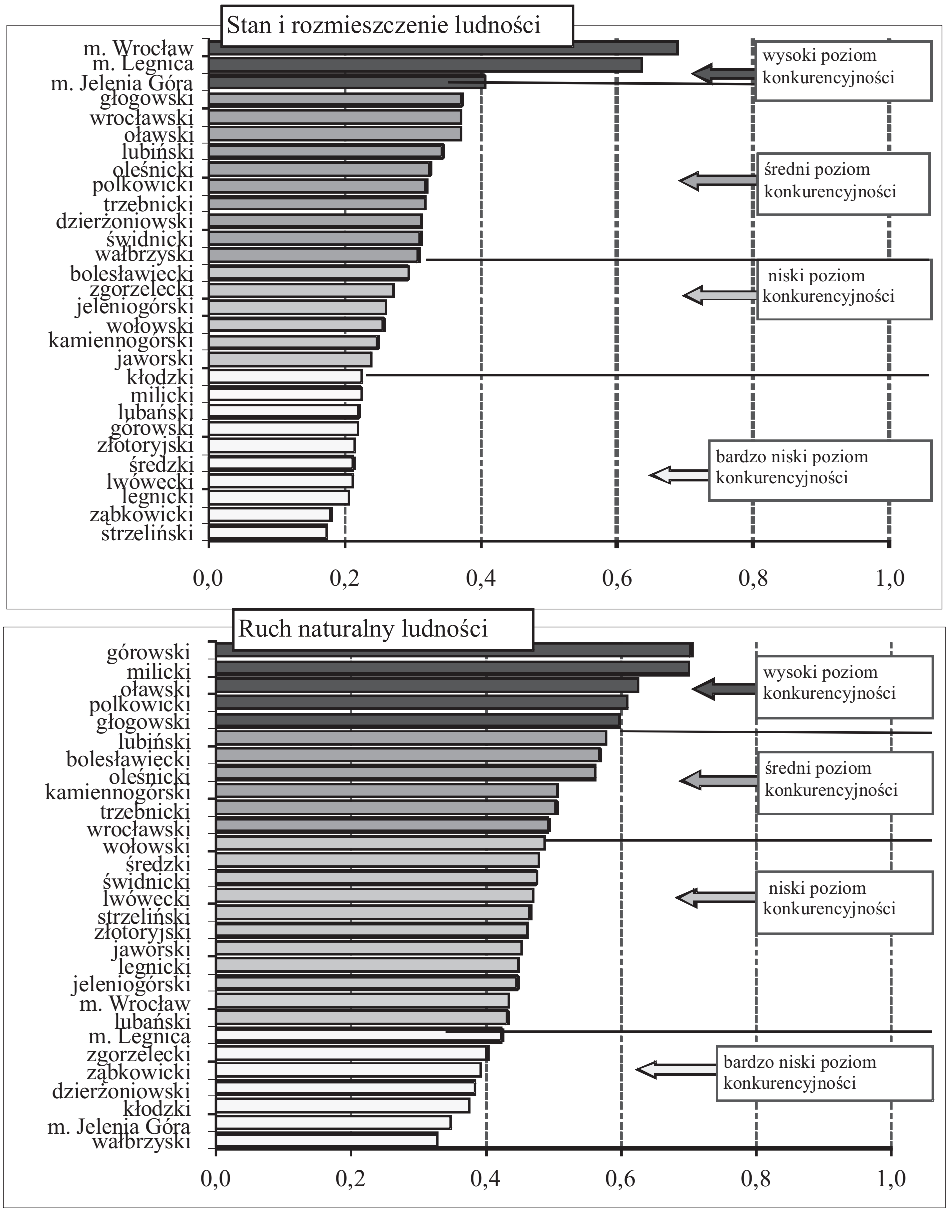
Rys. 2. Miernik rozwoju potencjału demograficznego w latach 2000-2005. Grupy konkurencyjności

ródło: opracowanie własne



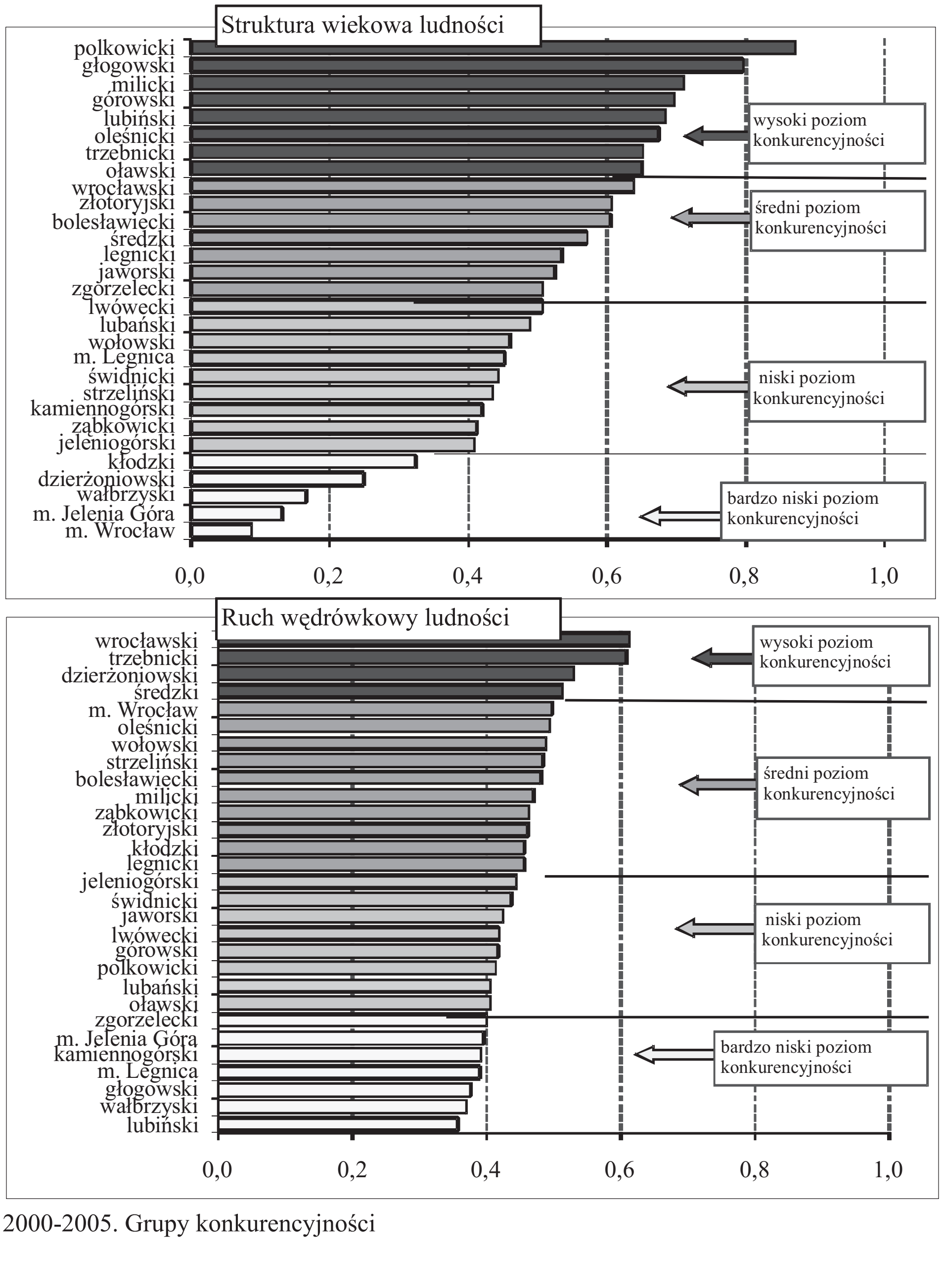
Rys. 3. Zróżnicowanie miernika rozwoju potencjału demograficznego w latach 2000-2005

ródło: opracowanie własne



Rys. 4. Ranking powiatów według cząstkowych mierników rozwoju – średnich z okresu

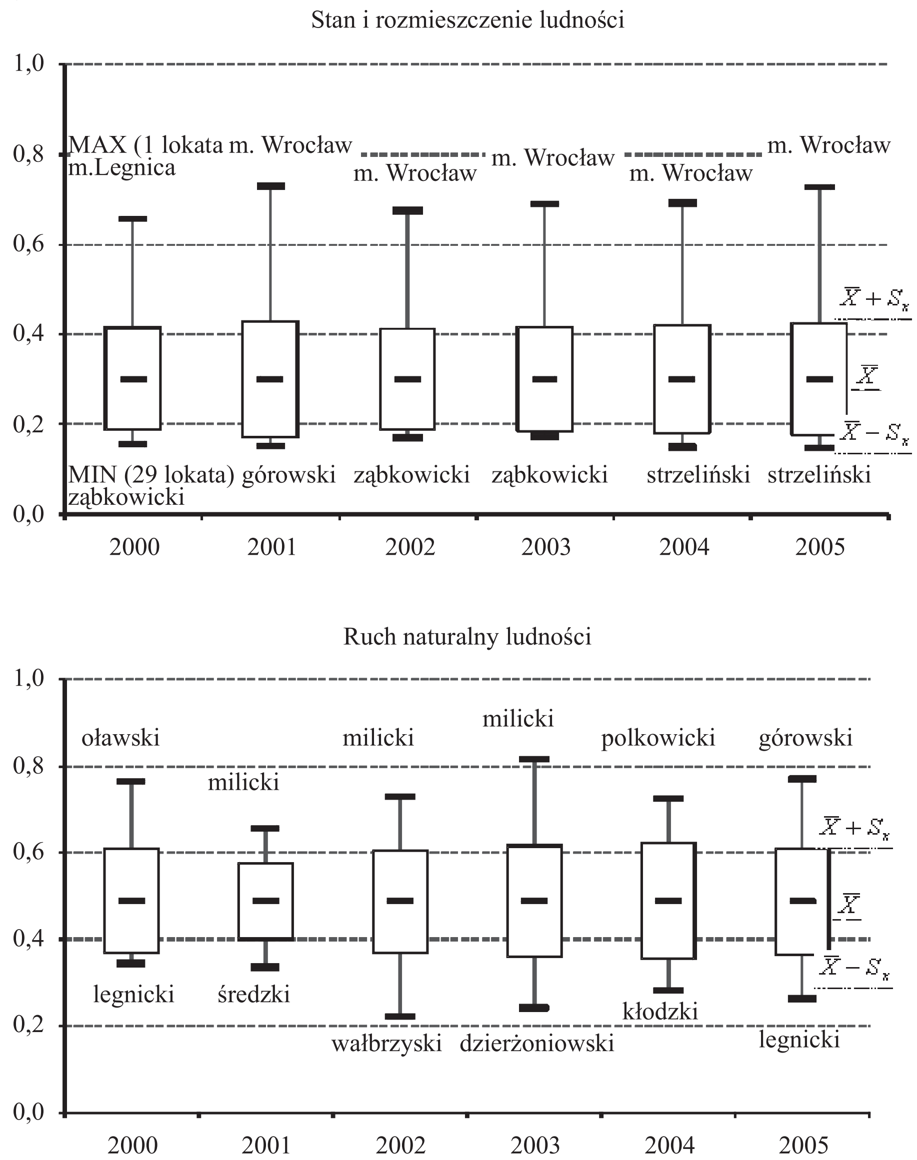
ródło: opracowanie własne



2000-2005. Grupy konkurencyjności

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

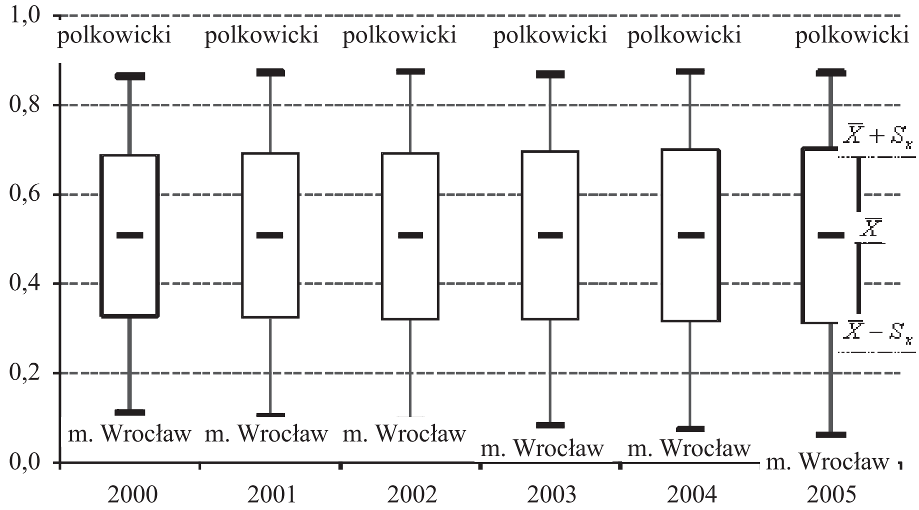
Nr 6 (12)



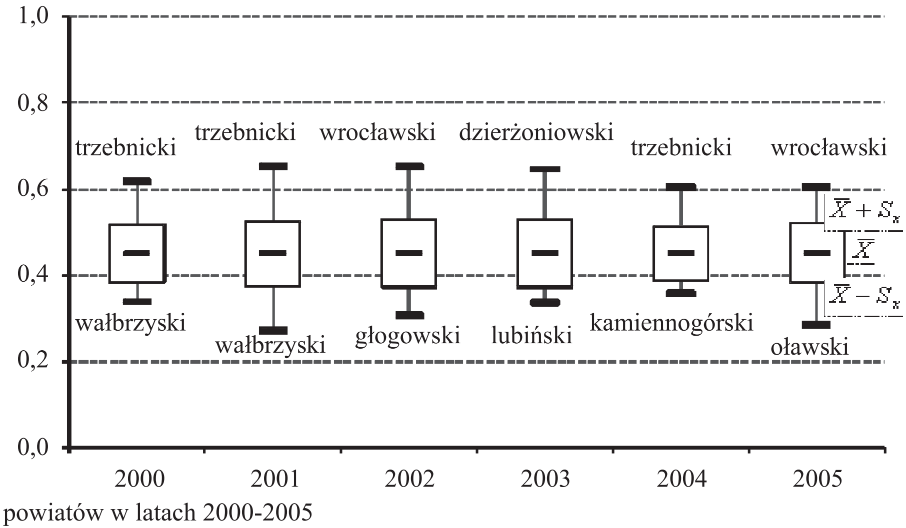
Rys. 5. Zróżnicowanie cząstkowych mierników rozwoju potencjału demograficznego

ródło: opracowanie własne

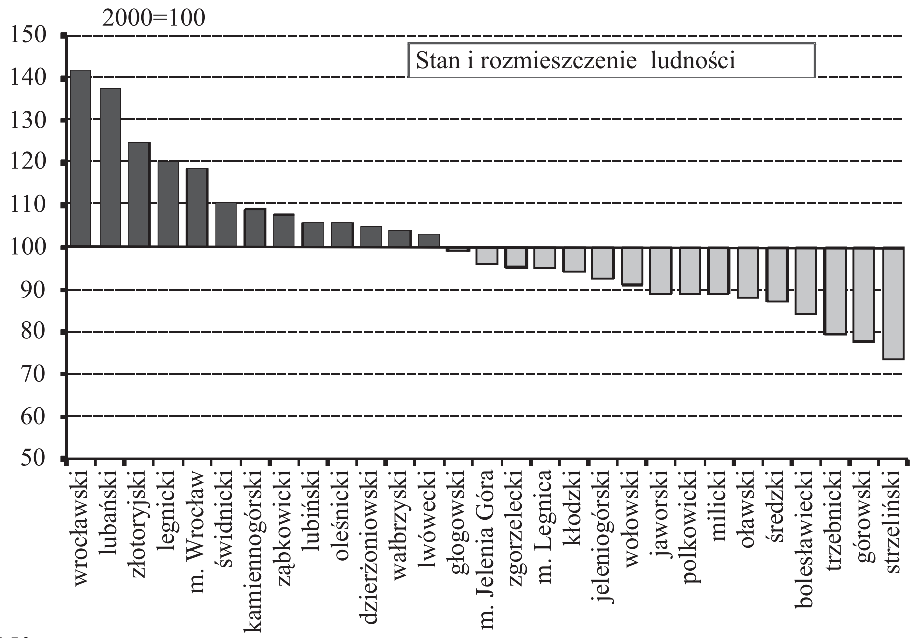
Struktura wiekowa ludności

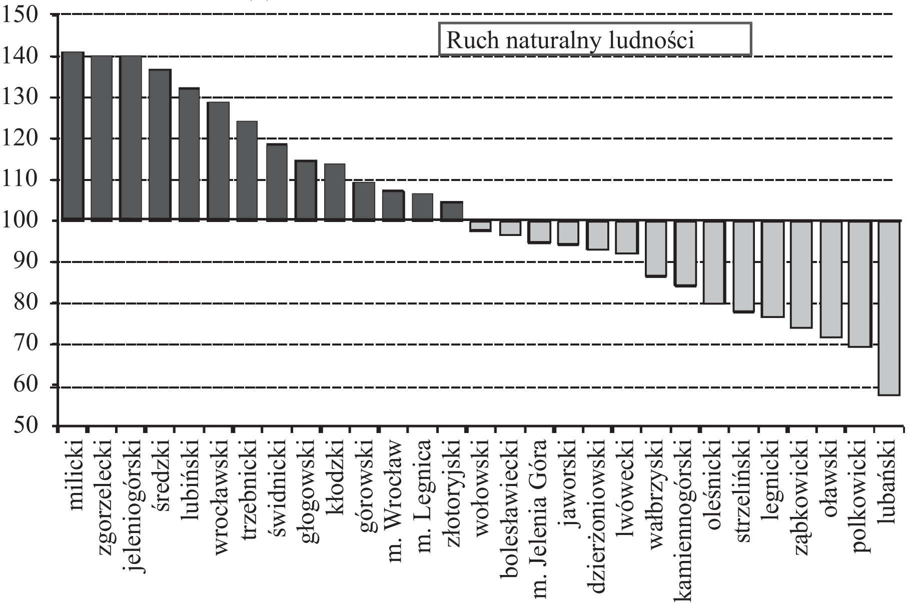


Ruch wędrówkowy ludności



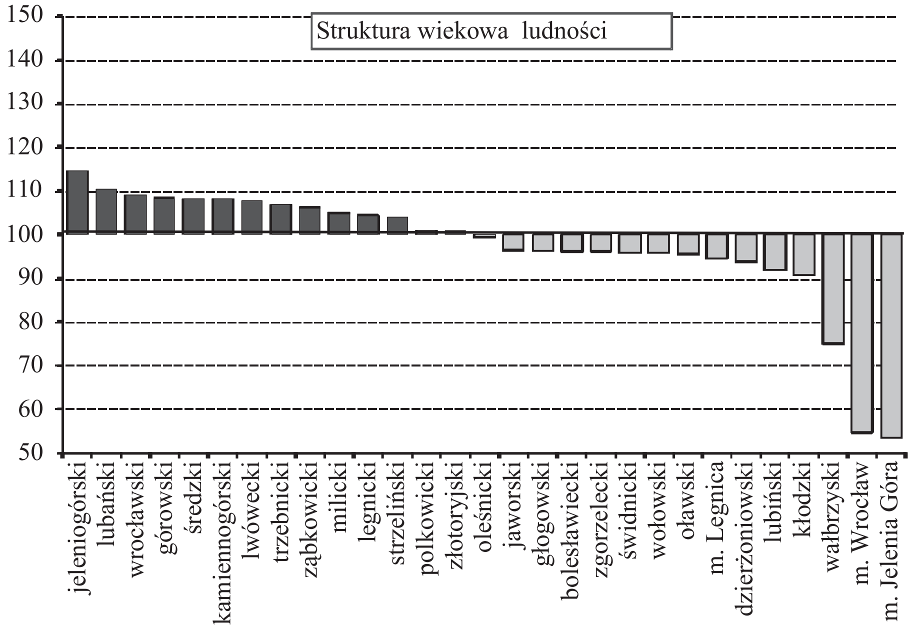
powiatów w latach 2000-2005

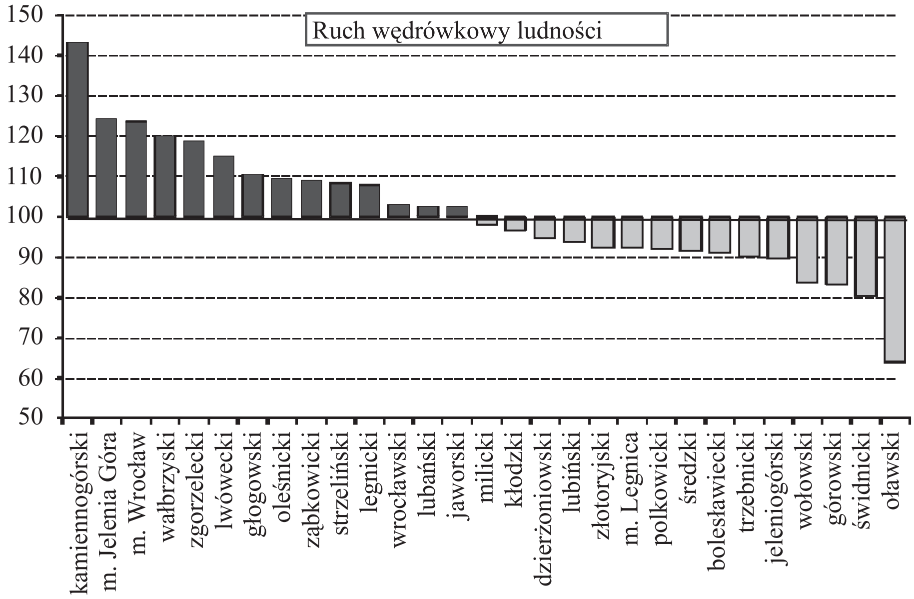




Rys. 6. Dynamika cząstkowych mierników rozwoju potencjału demograficznego w latach

ródło: opracowanie własne.


Struktura wiekowa ludności
150
140
130
120
110
100
90
80
70
60
50
jeleniogórski
lubański
wrocławski
górowski
średzki
kamiennogórski
lwówecki
trzebnicki
ząbkowicki
milicki
legnicki
strzeliński
polkowicki
złotoryjski
oleśnicki
jaworski
głogowski
bolesławiecki
zgorzelecki
świdnicki
wołowski
oławski
m. Legnica
dzierżoniowski
lubiński
kłodzki
wałbrzyski
m. Wrocław
m. Jelenia Góra


Ruch wędrówkowy ludności
150
140
130
120
110
100
90
80
70
60
50
kamiennogórski
m. Jelenia Góra
m. Wrocław
wałbrzyski
zgorzelecki
lwówecki
głogowski
oleśnicki
ząbkowicki
strzeliński
legnicki
wrocławski
lubański
jaworski
milicki
kłodzki
dzierżoniowski
lubiński
złotoryjski
m. Legnica
polkowicki
średzki
bolesławiecki
trzebnicki
jeleniogórski
wołowski
górowski
świdnicki
oławski

2000-2005

18. SCIENTIFIC STATISTICAL SEMINAR “MARBURG/KÖLN – WROCŁAW” MYSŁAKOWICE, SEPTEMBER 25-26, 2007

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

PL ISSN 1644-6739

EXTENDED ABSTRACTS OF PAPERS

BAYESIAN OR NON-BAYESIAN, THAT’S THE QUESTION

Volker Mammitzsch (Philipp University of Marburg)

1. The Bayesian approach

Let X be a real-valued random variable with probability distribution $P(\cdot, \vartheta), \vartheta \in \Theta$. Let be $\mathcal{T}$ a σ-algebra over Θ such that $P(B; \cdot): \Theta \to [0,1]$ is measurable w.r.t. $\mathcal{T}$ for all $B \in \mathcal{B}^1$, e.g. $\mathcal{T} = \sigma(P(B; \cdot): B \in \mathcal{B}^1)$. Finally, let be π a probability measure on $\mathcal{T}$, so-called **Bayesian prior distribution**, measuring an individual’s belief that $P(\cdot; \vartheta)$ is the “right” distribution of X.

Consider a sequence $X_1, X_2, \ldots$ of independent observations of X. The joint distribution of $(X_1, X_2, \ldots)$ is $P_{(X_1, X_2, \ldots)}(\cdot; \vartheta)$ the product measure $P(\cdot; \vartheta)^{\mathbb{N}}$ on $\mathcal{B}^{\mathbb{N}}$ for all $\vartheta \in \Theta$. $P(B; \cdot)^{\mathbb{N}}: \Theta \to [0,1]$ is also measurable w.r.t. $\mathcal{T}$ for all $B \in \mathcal{B}^{\mathbb{N}}$. Moreover, there exists a unique probability measure P on $\mathcal{B}^{\mathbb{N}} \otimes \mathcal{T}$ over $\mathbb{R}^{\mathbb{N}} \times \Theta$ such that

$$P(B \times T) = \int_T P(B; \vartheta)^{\mathbb{N}} \, d\pi(\vartheta) \text{ for all } B \in \mathcal{B}^{\mathbb{N}}, T \in \mathcal{T}.$$

Define random variables $\widetilde{X}_1, \widetilde{X}_2, \ldots$ and τ w.r.t. $(\mathbb{R}^{N} \times \Theta, \mathcal{B}^{\mathbb{N}} \otimes \mathcal{T}, P)$ according to

$$\widetilde{X}_i : ((x_n)_{n \in \mathbb{N}}, \vartheta) \mapsto x_i, i \in \mathbb{N},$$
$$\tau_i : ((x_n)_{n \in \mathbb{N}}, \vartheta) \mapsto \vartheta,$$

then w.r.t P the conditional probability distribution of X_i given $\tau = \vartheta$ for all $\vartheta \in \Theta$ is

$$P_{\widetilde{X}_i}(\cdot \mid \tau = \vartheta) \overset{(P)}{=} P(\cdot \mid \vartheta)$$

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

$$P_{(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)}(\cdot | \tau = \vartheta) \overset{(P)}{=} P(\cdot | \vartheta)^{\mathbb{N}}$$

and the probability distribution of τ is $P(\tau^{-1}(\cdot)) = \pi(\cdot)$.

Note that w.r.t. P the random variables $\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots$ are **interchangeable**, i.e. for all $n \in \mathbb{N}$ and $\{i_1, \ldots, i_n\} \subset \mathbb{N}$ with $|\{i_1, \ldots, i_n\}| = n$ it holds $P_{(\tilde{X}_1, \ldots, \tilde{X}_n)} = P_{(\tilde{X}_{i_1}, \ldots, \tilde{X}_{i_n})}$.

2. The Non-Bayesian approach

Let be $\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots$ a sequence of interchangeable random variables. W.l.o.g. we assume that as above $\tilde{X}_i$ is the i-th projection $\mathbb{R}^{\mathbb{N}} \to \mathbb{R}, n \in \mathbb{N}$, and is a random variable w.r.t. the probability space $(\mathbb{R}^{\mathbb{N}}, \mathcal{B}^{\mathbb{N}}, P)$.

Observe: No Bayesian prior distribution π nor any parameter ϑ is involved.

Theorem: $\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots$ are interchangeable random variables w.r.t. $(\mathbb{R}^{\mathbb{N}}, \mathcal{B}^{\mathbb{N}}, P)$ iff they are conditionally independent and identically distributed given an appropriate σ-algebra $\mathcal{G} \subset \mathcal{B}^{\mathbb{N}}$. Moreover, there exists a version of the conditional distribution $P_{(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)}(\cdot | \mathcal{G})$ of the random vector $(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)$ w.r.t. $\mathcal{G}$ such that $P_{(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)}(B | \mathcal{G})(\cdot)$ is measurable w.r.t. $\mathcal{G}$ for all $B \in \mathcal{B}^{\mathbb{N}}$ and $P_{(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)}(\cdot | \mathcal{G})(x)$ is a probability measure for all $x \in \mathbb{R}^{\mathbb{N}}$ (so-called regular conditional distribution) which can be chosen such that for all $n \in \mathbb{N}$ and all $B, B_i \in \mathcal{B}^1, i = 1, \ldots, n$, there holds (without exceptional null sets!)

$$P_{(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)}(B | \mathcal{G}),$$
$$P_{(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)}(B_1 \times \ldots \times B_n | \mathcal{G}) = P_{\tilde{X}_1}(B_1 | \mathcal{G}) \ldots P_{\tilde{X}_n}(B_n | \mathcal{G})$$

For a proof, see [2], section 7.3.

Remark: $\mathcal{G}$ is not uniquely determined. It may be chosen to be the final σ-algebra $\bigcap_{n=1}^{\infty} \sigma(\tilde{X}_i : i \geq n)$.

Now, choose a measurable function $\tau : (\mathbb{R}^{\mathbb{N}}, \mathcal{G}) \to (\Theta, \mathcal{T})$ where Θ is an appropriate set and $\mathcal{T}$ a σ-algebra over Θ such that $\tau^{-1}(\mathcal{T})$.

Remark: $(\Theta, \mathcal{T})$ is not uniquely defined. For instance, one may take $\Theta = \{1, 1\}^{\mathcal{G}}$ with the product σ-algebra $\mathcal{T} = \mathrm{G}\{\{0,1\}, \{1\}, \{0\}, ?\}$ and $\tau = (1_B(\cdot))_{B \in \mathcal{G}}$.

Obviously, we may put $P_{(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)}(\cdot|\mathcal{G})(\cdot) = P_{(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)}(\cdot|\tau)(\cdot)$, etc. By means of the Factorization Lemma, see [1] p. 71, we have $P(\cdot;\vartheta) = P_{\tilde{X}_1}(\cdot|\tau = \vartheta), \vartheta = \Theta$, where $P(\cdot;\vartheta)$ is a probability distribution on $(\mathbb{R}^1, \mathcal{B})$ and $P(B;\cdot)$ is measurable w.r.t. $\mathcal{T}$ for all $\vartheta = \Theta, B \in \mathcal{B}$. Furthermore, for each $\vartheta = \Theta$ it holds $P_{(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \ldots)}(\cdot|\tau = \vartheta) = P(\cdot;\vartheta)^{\mathbb{N}}$.

Moreover, consider a sequence of i.i.d. random variables $X_1, X_2, \ldots$ with probability distribution $P(\cdot;\vartheta)$ for each $\vartheta \in \Theta$ and the **new "Bayesian prior distribution"** $\pi(\cdot) := P(\tau^{-1}(\cdot))$ on $(\Theta, \mathcal{T})$. W.l.o.g. we may assume X_i to be the i-th coordinate function of the identity function on $(\mathbb{R}^{\mathbb{N}}, \mathcal{B}^{\mathbb{N}}), i \in \mathbb{N}$. As above define

$$\approx{X}_i : ((x_n)_{n\in\mathbb{N}}, \vartheta) \mapsto x_i, i \in \mathbb{N},$$
$$\tilde{\tau}_i : ((x_n)_{n\in\mathbb{N}}, \vartheta) \mapsto \vartheta,$$

which, as in part 1, finally yields

$$P_{\approx{X}_i}(\cdot|\tau = \vartheta) \overset{(P)}{=} P_{\tilde{X}_i}(\cdot|\tau = \vartheta) = P(\cdot|\vartheta),\ i \in \mathbb{N},$$

$$P_{(\approx{X}_1, \approx{X}_2, \ldots)}(\cdot|\tau = \vartheta) \overset{(P)}{=} P_{\tilde{X}_1}(\cdot|\tau = \vartheta)^{\mathbb{N}} = P(\cdot|;\vartheta)^{\mathbb{N}},\ P(\tilde{\tau}^{-1}(\cdot)) = \pi(\cdot)$$

leading us back to the Bayesian approach.

3. Concluding remarks

(i) In a certain sense, the Bayesian and the non-Bayesian approach are equivalent. However, this statement is very much depending on the fact that sequences of **real valued** random variables are considered, which may suffice for practical purposes.

(ii) Obviously, independence implies interchangeability, but not vice versa. It can be shown that interchangeability coincides with independence iff the σ-algebra $\mathcal{G}$ in part 2 is degenerate, i.e. $P(G) \in \{0,1\}$ for all $G \in \mathcal{G}$, c.f. [2], p. 238.

(iii) Interchangeability basically is nothing else but a symmetry property, hence easier to check than independence and less restrictive.

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

References

[1] Bauer H., *Maß – und Integrationstheorie*, de Gruyter, Berlin-New York 1990.
[2] Chow Y.S., Teicher, H., *Probability Theory: Independence, Interchangeability, Martingales*, Springer, New York 1997.

RUIN PROBABILITIES FOR DEPENDENT RISK PROCESS

Stanisław Heilpern (Wrocław University of Economics)

1. Introduction

The paper concerns some problems of the ruin probabilities for dependent risk process. In the classical ruin theory we investigate the risk process

$$U(t) = u + ct - S(t),$$

where $U(t)$ is a surplus of the insurer at time *t*, *u* is an initial surplus, *c* is a premium rate and $S(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} X_i$ is an aggregate claims up to time *t*. We assume that a number of claims $N(t)$ is a Poisson process with intensity λ and the claim sizes X_i are independent random variables and they are independent of $N(t)$. The relative security loading $\theta > 0$ is defined by $c = (1+\theta)\lambda m$, where $m = E(X_i)$ and $T = \inf\{t: U(t) < 0\}$ is a time of ruin. We study the ruin probability

$$\psi(u) = P(T < \infty | U(0) = u).$$

We can assume that $c > \lambda m$, because $c \le \lambda m$ implies that $\psi(u) = 1$.

The assumption of independence is very nice and useful condition from mathematical point of view, but it is often nonrealistic. We omit the independent assumption and try to investigate the impact of the dependence on the probability of ruin.

2. Bivariate compound Poisson model

Now, let us study the common factor model with two classes of business

$$\begin{pmatrix} U_1(t) \\ U_2(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} t - \begin{pmatrix} S_1(t) \\ S_2(t) \end{pmatrix},$$

where $S_1(t)=\sum_{i=1}^{N_1(t)} X_i$ and $S_2(t)=\sum_{i=1}^{N_2(t)} Y_i$. The numbers of claims $N_j(t), j=1,2$ are the sums

$$N_j(t)=M_j(t)+M_0(t),$$

of two processes $M_j(t)$ and $M_0(t)$, where $M_j(t)$ are the impact of the internal, individual factors and $M_0(t)$ is the impact of the external, common factor. The external factor can reflect the influence of the catastrofic risks: the tornados, great fires or earthquakes.

We assume that $M_j(t)$, where $j=0,1,2$, are independent Poisson processes with intensities λ_j, but the initial processes $N_j(t)$ are dependent Poisson processes. The claims in each class X_i or Y_i are independent, identically distributed with cumulative distribution functions F_X, F_Y and independent of $M_j(t)$. We assume, that $c_1>(\lambda_1+\lambda_0)m_X$ and $c_2>(\lambda_2+\lambda_0)m_Y$, where $m_X=E(X_i), m_Y=E(Y_i)$.

Let $T_i=\inf\{t{:}U_i(t)<0\}$ and $\psi_i(u)=P(T_i<\infty|U_i(0)=u)$ be the time of ruin and ruin probability in the class *i*. We will investigate two model of ruin. We can define the first time of ruin [5]: $T_{\text{or}}=\inf\{t{:}U_1(t)<0$ or $U_2(t)<0\}=\min\{T_1,T_2\}$ and the following probability of ruin

$$\psi_{\text{or}}(u_1,u_2)=P(T_{\text{or}}<\infty|U_1(0)=u_1,U_2(0)=u_2).$$

We can also study the sum of processes [4] $U(t)=U_1(t)+U_2(t)=$ $=u+ct-S(t)$, where $u=u_1+u_2, c=c_1+c_2, S(t)=S_1(t)+S_2(t)$, and define the time and probability of ruin in the following way: $T_S=\inf\{t{:}U(t)<0\}$ and $\psi_S(u)=P(T_S<\infty|U_1(0)=u)$.

3. First time of ruin

The ruin probability ψ_{or} is more conservative than ψ_S and we can treat it as early warning system. We can use the compound binomial approximation of compound Poisson risk model or use simulations to compute the finite-time ruin probability ψ_{or} (see: [4]). We obtain the following bounds of the probability of ruin:

$$\max\{\psi_1(u_1),\psi_2(u_2)\}\le\psi_{\text{or}}(u_1,u_2)\le\psi_1(u_1)+\psi_2(u_2)-\psi_1(u_1)\psi_2(u_2).$$

Now, let us study the impact of dependence, i.e. $M_0(t)$, on the probability of ruin, so we investigate two bivariate compound Poisson models

$$\begin{pmatrix} U_1(t) \\ U_2(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} t - \begin{pmatrix} S_1(t) \\ S_2(t) \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} \overline{U}_1(t) \\ \overline{U}_2(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} t - \begin{pmatrix} \overline{S}_1(t) \\ \overline{S}_2(t) \end{pmatrix}.$$

We assume, that the processes $N_i(t), \overline{N}_i(t)$ have the same distribution, i.e. $\lambda_i + \lambda_0 = \overline{\lambda}_i + \overline{\lambda}_0 = \nu_i$ and the pair of claims $X_i, \overline{X}_i$ and $Y_i, \overline{Y}_i$ have the same distribution. The values of intensities λ_0 and $\overline{\lambda}_0$ reflect the dependence.

Theorem 1 [5]. If $\lambda_0 \geq \overline{\lambda}_0$, then $\psi_{\mathrm{or}}(u_1, u_2) \leq \overline{\psi}_{\mathrm{or}}(u_1, u_2)$.

From this theorem we can see that a great value of the coefficient λ_0 give us the small probability of ruin. So, the independence $(\lambda_0 = 0)$ implies the greatest value of probability of ruin, the worst case.

4. Sum of processes

Now we investigate the following model

$$U(t) = u + ct - S(t),$$

where $S(t) = \sum_{i=1}^{N_1(t)} X_i + \sum_{i=1}^{N_2(t)} Y_i$ and $N_j(t) = M_j(t) + M_0(t)$. The aggregate claim $S(t)$ is the compound Poisson process $\mathrm{CP}(\lambda, H)$, where $H(x) = \frac{\lambda_1}{\lambda} F_X(x) + \frac{\lambda_2}{\lambda} F_Y(x) + \frac{\lambda_0}{\lambda} (F_X * F_Y)(x)$, $F_X * F_Y$ is a convolution and $\lambda = \lambda_0 + \lambda_1 + \lambda_2$ [see 1].

To study the impact of dependence, we investigate the two process with the same claims and the same global number of claims but the different factors, i.e. different of the intensities λ_0 and $\overline{\lambda}_0$ reflected the dependence.

Theorem 2. If $\lambda_0 \leq \overline{\lambda}_0$, then $\psi_S(u) \leq \overline{\psi}_S(u)$.

We have obtain a relation which is opposite to Theorem 1. The grater degree of dependence implies the greater probability of ruin. So, the independence is the best case.

Let the claims X_i, Y_i have the exponential distribution Exp(m) and $\nu_1 = \nu_2 = \nu$. Then the aggregate claim $S(t)$ is the compound Poisson process $\mathrm{CP}(2\nu - \lambda_0, H)$, where $H(x) = \frac{2\nu - 2\lambda_0}{2\nu - \lambda_0} F_X(x) + \frac{\lambda_0}{2\nu - \lambda_0} (F_X * F_Y)(x)$ is phase-type distributed. In this case we can obtain (comp. [3]) that

$$\psi(u) = p\alpha^S \exp(u(\mathbf{B} + p\mathbf{b}^{\mathrm{T}}\alpha^S))\mathbf{e}^{\mathrm{T}},$$

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

where

$$p=\frac{1}{1+\theta},\alpha^{S}=-\frac{1}{m_S}\alpha\mathbf{B}^{-1},\mathbf{b}^{\mathrm{T}}=-\mathbf{B}\mathbf{e}^{\mathrm{T}},\alpha=\left(\frac{2\nu-2\lambda_0}{2\nu-\lambda_0},\frac{\lambda_0}{2\nu-\lambda_0},0\right) \text{ and}$$

$$\mathbf{B}=\begin{pmatrix}-1/m & 0 & 0\\ 0 & -1/m & 1/m\\ 0 & 0 & -1/m\end{pmatrix}.$$

Example 1. Let $\nu=1, c=2.2, u_1=u_2$ and $X_i, Y_i \sim \mathrm{Exp}(1)$. We investigate the following cases:

a) $\lambda_0=0$ (independence):
$S(t)\sim \mathrm{CP}(2\nu, F_X), \psi(u)=0.9091e^{-u/11}$

b) $\lambda_0=1$ (strict dependence):
$S(t)\sim \mathrm{CP}(\nu, F_X * F_X)\psi(u)=0.9192e^{-0.0613u}-0.01009e^{-1.4842u}$

c) $\lambda_0=0.5$:
$S(t)\sim \mathrm{CP}(1.5\nu, \frac{2}{3}F_X+\frac{1}{3}F_X * F_X)\,\psi(u)=0.9128e^{-0.073u}-0.0037e^{-1.2452u}$

5. Dependent claims

We assume, that in the classical model $U(t)=u+ct-\sum_{i=1}^{N(t)}X_i$, where $N(t)$ is a Poisson process, the claims X_i may be dependent. In the previous models we obtained the regular results. The bigger values of the coefficient λ_0, reflected the degree of dependence, implies the smaller probability of ruin in the first model and it implies the greater probability in second. But now, we have no more such regularity.

When $c>\lambda m$, we obtain (see [3]) for independent claims X_i, that $\psi_1(0)=\frac{\lambda}{c}m$ and $\psi_1(\infty)=0$. For comonotonic (strict dependent) claims we have

$$\psi_c(u)=\int_0^{c/\lambda}\psi_x(u)dF_X(x)+1-F_X\left(\frac{c}{\lambda}\right),$$

where $\psi_x(u)$ is the probability of ruin for the deterministic case: $P(X_i=x)=1$. So, we obtain $\psi_c(0)<\psi_I(0)$ and $\psi_c(\infty)<\psi_I(\infty)$ and the graphs of the functions $\psi_I(u)$ and $\psi_c(u)$ must be crossed.

In the case when the dependent structure of the claims X_i is described by copula, we can compute the probability of ruin using the simulation methods [2].

References

[1] Ambagaspitya R.S., *On the distribution of a sum of correlated aggregate claims*. Insurance: Mathematics and Economics, 23 (1998), 15-19.
[2] Embrechts P., Lindskog F., McNeil A., *Modelling Dependence with Copulas and Applications to Risk Management*. ETH Zurich, preprint, 2001.
[3] Rolski T., Schmidli H., Schmidt V., Teugels J., *Stochastic Processes for Finance and Insurance*. Willey, New York 1999.
[4] Yuen K.C., Guo J.Y., Wu X.Y., *On a correlated aggregate claim model with Poisson and Erlang risk processes*. Insurance: Mathematics and Economics, 31 (2002), 205-214.
[5] Yuen K.C., Guo J.Y., Wu X.Y., *On the first time of ruin in the bivariate compound Poisson model*. Insurance: Mathematics and Economics. 2006, 38 (2006), 298-308.

MONITORING RISK IN A RUIN MODEL PERTURBED BY DIFFUSION

Josef G. Steinebach (University of Cologne)

1. Introduction

Motivated by applications to insurance, Conti [3] recently suggested a nonparametric sequential test with power 1 for the ruin probability, actually for its Lundberg exponential bound, in the Sparre Andersen [1] risk model. The monitoring procedure is based on successive estimates of the underlying adjustment coefficient (say) R and signals alarm, as soon as the latter estimate falls below a critical boundary, which indicates that the Lundberg bound $\exp(-Rx)$, where x denotes the initial capital at time 0, exceeds a critical threshold $\exp(-R_0x)$ (say). Conti's procedure is constructed such that the sequential test has power 1, and that the false alarm rate can be chosen (asymptotically) according to a prescribed level α (small). The latter asymptotic makes use of strong approximations of sums of independent, identically distributes (i.i.d.) random variables by a Brownian motion, but the arguments in the proof are somewhat vague in

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

certain places (cf., e.g., assertion (7) in Conti [3]). Stimulated by Conti's sequential test for the ruin probability in the Sparre Andersen model, Jahnke [5] developed a modified monitoring scheme for the Lundberg exponential bound, in which, other than Conti's logarithmic boundary function, a polynomial threshold guarantees a precise asymptotic for the size as well as for the power of the test. Moreover, a corresponding change-point problem has also been solved, which allows for a sequential detection of a risk change in the observed portfolio based on CUSUM type detector statistics (cf., e.g., Chu et al. [2]). In Steinebach [7], we studied the same problems, i.e. the sequential test of the Lundberg bound and the sequential detection of a change of the adjustment coefficient, but in a more general risk model, in which the premium income (or the claim process, or both) may be perturbed by a Brownian motion. The latter model has been introduced by Gerber [4] and has further been investigated in various papers. It could be proved, for example, that Lundberg type inequalities as well as Cramé r-Lundberg type asymptotics retain in the perturbed risk model under suitable assumptions (cf., e.g., Schmidli [6] and the work mentioned therein). In the sequel, we consider a risk process

$$X(t) = x + pt + \eta B(t) - \sum_{i=1}^{N(t)} C_i, \ t \geq 0, \tag{1}$$

with $x = X(0)$ the initial capital, p the premium rate, $\{B(t): t \geq 0\}$ a standard Brownian motion (Wiener process), the *perturbation*, a renewal counting process, based on interarrival times $\{T_i\}_{i=1,2,\dots}$, i.e., $N(t) = \max\{n: T_1 + \dots + T_n \leq t\}$ $(t \geq 0)$, and $\{C_i\}_{i=1,2,\dots}$ a sequence of claims. We assume throughout that $\{(T_i, C_i)\}_{i=1,2,\dots}$, is an i.i.d. sequence, and $\{(T_i, C_i)\}_{i=1,2,\dots}$ and $\{B(t): t \geq 0\}$ are independent. Our test statistics will be based on the observations

$$X_i = X(T_1 + \dots + T_{i-1}) - X(T_1 + \dots + T_i), \quad i = 1, 2, \dots \tag{2}$$

Note that, in view of the above assumptions, $\{X_i\}_{i=1,2,\dots}$ is an i.i.d. sequence with moment-generating function (m.g.f.) $M(r) = Ee^{rX_1} = Ee^{rC_1 + a(r)T_1}$, where $a(r) = -pr + (\eta^2 r^2)/2$. We assume $M(r) < \infty$ in an open neighbourhood (r_0, r_1) of 0 and that there is an $R \in (0, r_1)$ such that

$$M(R) = 1. \tag{3}$$

The parameter R in (3) is called the *adjustment coefficient* of the model. Note that R determines the risk of the perturbed ruin model in the following way. Let

$$\Psi(x) = P(\inf_{t>0} X(t) < 0), \quad x > 0,$$

denote the probability of ruin, given an initial capital x. Then we have a Lundberg type bound

$$\Psi(x) \leq C(R)e^{-Rx}, \tag{4}$$

where $C(R)$ is a finite constant, and also a Cramé r-Lundberg type asymptotic

$$\Psi(x) \sim (C^{(c)} + C^{(d)})e^{-Rx} \quad (x \to \infty) \tag{5}$$

with finite constants $C^{(c)}$ and $C^{(d)}$ (cf. Schmidli (1995)). In view of (4) and (5), the adjustment coefficient R from (3) can be used as a measure of risk for the underlying portfolio. A natural estimator for R is the *empirical adjustment coefficient* R_n, which, for large n can be defined as the unique positive solution of

$$M_n(\hat{R}_i) = 1$$

where M_n denotes the *empirical moment-generating function* of the sample $X_1, \ldots, X_n$, i.e.

$$M_n(r) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} e^{rX_i}, \quad r \in (-\infty, \infty). \tag{6}$$

Now, if the insurer fixes a certain upper bound $\exp(-R_0 x)$ (say) for his risk, then Conti [3] and Jahnke [5] essentially suggested to check sequentially, whether or not $R_n < R_0$, or equivalently, whether or not

$$M_n(R_0) > 1,$$

which indicates that the prescribed level of risk may have been exceeded. In Steinebach [7], we extended the procedures of Conti [3] and Jahnke [5] to the risk model perturbed by diffusion by making use of the empirical moment-generating function M_n as given in (6), instead of using the product of the moment-generating functions of the claims and premiums as in Conti or Jahnke. We further showed that a sequential change-point test, developed in Jahnke [5], can also be extended to the *perturbed* risk model. In the next two sections we briefly describe the main results of Steinebach [7], making use of the same notation as introduced there for the sake of convenience.

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

2. Monitoring the ruin probability in a perturbed risk model

In this section, we study a sequential test for monitoring the ruin probability of the risk process $\{X(t): t \geq 0\}$ from (1). As in Conti [3], the idea is to test sequentially the hypotheses

$$\widetilde{H}_0:\ R \geq R_0 \quad \text{vs.} \quad \widetilde{H}_1:\ R < R_0$$

where R is the adjustment coefficient from (3), and R_0 is fixed such that $\exp(-R_0 x)$ is a tolerable upper bound for the ruin probability, given an initial capital x. With the empirical m.g.f. from (6), set

$$\widetilde{D}_k(R_0) = \frac{1}{\widetilde{\sigma}_k}\{M_k(R_0) - 1\},$$

where $\widetilde{\sigma}_k^2 = M_k(2R_0) - M_k^2(R_0)$ $(k = 1, 2, \ldots)$. Making use of the boundary function

$$g_c(m,k) = \frac{c}{\sqrt{m}}\left(\frac{m}{k}\right)^{\gamma} \quad \text{fixed}),$$

we consider the stopping time

$$\widetilde{N}(m) = \inf\{k \geq m\colon\ \widetilde{D}_k(R_0) > g_c(m,k)\},$$

$\inf \emptyset = +\infty$, that is, our procedure stops and rejects the null hypothesis $\widetilde{H}_0:\ R \geq R_0$ as soon as the detector statistic $\widetilde{D}_k(R_0)$ exceeds a critical threshold $g_c(m,k)$. According to the following asymptotic, the critical constant c can be chosen such that the sequential procedure attains a prescribed (asymptotic) false alarm rate (say) α.

Theorem 1 (”Asymptotic size”) If $M((2+\delta)R_0) < \infty$ $(\exists\, \delta > 0)$, then, for every $c > 0$ and $R \geq R_0$, i.e. under H_0^*,

$$\limsup_{n\to\infty} P_R(\widetilde{N}(m) < \infty) \leq P(\sup_{0\leq t\leq 1} \frac{W(t)}{t^{\gamma}} > c), \tag{7}$$

where $\{W(t): t \geq 0\}$ is a standard Wiener process, and “=” holds in (7), with “lim” replacing “limsup” , if $R = R_0$.

The proposed monitoring scheme is also consistent under the alternative $\widetilde{H}_1:\ R < R_0$ that is, we have the following limiting result.

Theorem 2 (”Asymptotic power 1”) If $M(2R_0) < \infty$, then, for every $c > 0$ and $R < R_0$, i.e. under $\widetilde{H}_1$,

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

$$\lim_{n\to\infty} P_R(\widetilde{N}(m) < \infty) = 1.$$

3. A sequential change-point test for the adjustment coefficient

In this section we assume that the observed (negative) increments $\{X_i\}_{i=1,2,\ldots}$ of the perturbed risk process $\{X(t): t \geq 0\}$ (cf. (1) and (2)) satisfy either of the following hypotheses:

$$\begin{aligned} H_0^* \quad & X_1,\ldots,X_m; X_{m+1},\ldots \text{ are i.i.d., r.v.'s with} \\ & M_0(R_0) = Ee^{R_0X_1} = 1 \ \ (\exists\, R_0 > 0); \\ H_1^* \quad & X_1,\ldots,X_m; X_{m+1},\ldots,X_{m+k^*-1} \text{ are i.i.d., r.v.'s with} \\ & M_0(R_0) = Ee^{R_0X_1} = 1 \ \ (\exists\, R_0 > 0, k^* \geq 1), \ \text{ but} \\ & M_0(R_0) = Ee^{R_0X_{m+k^*}} = 1 \ \ (\exists\, 0 < R_1 < R_0). \end{aligned}$$

That is, under H_0^*, there is no change in the risk process, but, under H_1^*, at some time-point $m + k^*$ the adjustment coefficient changes from R_0 to R_1 $(< R_0)$, which causes a higher risk for the underlying portfolio. Note, however, that we assume to have a *historical* data set $X_1,\ldots,X_m$, in which no change has occurred. The idea is to construct a sequential test for the hypotheses H_0^* vs. H_1^* based on consecutive observations $X_{m+1}, X_{m+2},\ldots$ *after* the training period $X_1,\ldots,X_m$. Set

$$M_m^*(r) = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} e^{rX_i} \quad \text{and} \quad M_{m,k}^*(r) = \frac{1}{k}\sum_{i=m+1}^{m+k} e^{rX_i},$$

the empirical m.g.f.'s *in* and *after* the training period, and let $\widehat{R}_m$ be the empirical adjustment coefficient of the training sample, i.e.

$$\widehat{R}_m > 0: \ M_m^*(\widehat{R}_m) = 1.$$

Using

$$D^*(m,k) = \frac{1}{\widehat{\sigma}_m}\{M_{m,k}^*(\widehat{R}_m) - 1\}$$

with $\widehat{\sigma}_m^2 = M_m^*(2\widehat{R}_m) - M_m^{*2}(2\widehat{R}_m)$, and

$$g_c^*(m,k) = \frac{c\sqrt{m}}{k}\left(1 + \frac{k}{m}\right)\left(\frac{k}{k+m}\right)^{\gamma}, \ (c > 0, \ \gamma \in [0, 1/2) \ \text{ fixed})$$

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

the null hypothesis H_0^* is rejected as soon as the detector statistic $D^*(m,k)$ exceeds the boundary function $g_c^*(m,k)$ at some time-point: $m+k \ (k \geq 1)$ *after* the training period [1, *m*]. Concerning the stopping time

$$\tau^*(m) = \inf\{k \geq 1: \ D^*(m,k) > g_c^*(m,k)\},$$

with $\inf \varnothing = +\infty$, the following asymptotics generalize the results of Jahnke (2007) to the *perturbed* risk model.

Theorem 3 ("Asymptotic size") If $M_0((2+\delta)R_0) < \infty \ (\exists\, \delta > 0)$, then, under H_0^*, for every $c > 0$,

$$\lim_{m\to\infty} P(\tau^*(m) < \infty) = P(\sup_{0\leq t\leq 1} \frac{W(t)}{t^\gamma} > c),$$

where $\{W(t): t \geq 0\}$ denotes a standard Wiener process.

Theorem 4 ("Asymptotic power") If $M_0((2+\delta)R_0) < \infty$ and $M_1((1+\delta)R_0) < \infty \ (\exists\, \delta > 0)$, then, under H_1^*, for every $c > 0$,

$$\lim_{m\to\infty} P(\tau^*(m) < \infty) = 1.$$

References

[1] Andersen E.S., *On the collective theory of risk in the case of contagion between the claims*. Transactions of the XVth International Congress of Actuaries, Vol. II, 6, (1957), pp. 219-229.

[2] Chu C.-S.J., Stinchcombe M., White H., *Monitoring structural change*. Econometrica 64 (1996), pp. 1045-1065.

[3] Conti P.L., *A nonparametric sequential test with power 1 for the ruin probability in some risk models*. Statistics and Probability Letters 72 (2005), pp. 333-343.

[4] Gerber H.U., *An extension of the renewal equation and its application in the collective theory of risk*. Skandinavisk Aktuarietidskrift (1970), pp. 205-210.

[5] Jahnke D., *Sequentielles Testen von Ruinwahrscheinlichkeiten im Sparre Andersen'schen Risikomodell*. Diploma thesis, University of Cologne (2007).

[6] Schmidli H., *Cramer-Lundberg approximations for ruin probabilities of risk processes perturbed by diffusion*. Insurance: Mathematics and Economics 16 (1995), pp.135-149.

[7] Steinebach J., *Monitoring risk in a ruin model perturbed by diffusion*. Preprint, University of Cologne (2007), 15 p.

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

AN APPROACH TO STUDY THE FUTURE CASH FLOWS ARISING FROM MULTISTATE INSURANCE CONTRACTS

Joanna Dębicka (Wrocław University of Economics)

Multiple state modelling is a classical stochastic tool for designing and implementing insurance products. The multistate methodology is intensively used in calculation of premiums and reserves of different types of insurances like life, disability, sickness, marriage or unemployment insurances. Irrespective of type, each insurance contract gives rise to two payment streams. The first one is a stream of premium payments which flows from the insured to the insurer. The second (in the opposite direction) is a stream of actuarial payment functions where fixed amounts under the annuity product and fixed insurance benefits are considered as a series of deterministic future cash flows.

Following Haberman S. & Pitacco E. [2] with a given insurance contract we assign a *multiple state model*. That is, at any time the insured risk is in one of a finite number of states labelled $1,2,\ldots,N$. Let $S=\{1,2,\ldots,N\}$ be the *state space*. Each state corresponds to an event which determines the cash flows (premiums and benefits). In particular a state may represent such an event as death, disablement, recovery, unemployment, etc. Additionally, by T we denote the *set of direct transitions* between states of the state space. Thus T is a subset of the set of pairs (i,j) i.e., $T\subseteq\{(i,j): i\neq j;\, i,j\in S\}$. The pair (S,T) is called a *multiple state model*, and describes all possible insured risk events as far as its evolution is concerned (usually up to the end of insurance).

We consider an insurance contract issued at time 0 (defined as the time of issue of the insurance contract) and according to plan terminating at a later time n (n is the *term of policy*). We focus on discrete-time model, where insurance payments are made at the ends of time intervals. Practically it means, that annuity and insurance benefits are paid immediately before the end of the unite time (for example: year or month). Premiums are paid immediately after the beginning of the unite time. Let $X(t)$ denote the state of an individual (the policy) at time $t(\mathrm{T}=\{1,2,\ldots,n\})$. Hence the evolution of the insured risk is given by a discrete-time stochastic process $\{X(t);\, t\in\mathrm{T}\}$, with values in the finite set S.

The individual's presence in a given state or movement (transition) from one state to another may have some financial impact. We distinguish between the following types of cash flows related to multiple state insurance:

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

- $p_j(k)$ – a period premium amount at time k if $X(k) = j$,
- $\pi_j(k)$ – a premium amount at some fixed time k if $X(k) = j$ (for instance $\pi_1(0)$ represents a single premium),
- $b_j(k)$ – an annuity benefit at time k if $X(k) = j$,
- $d_j(k)$ – a lump sum at some fixed time k if $X(k) = j$ (for instance pure endowment),
- $c_j(k)$ – a lump sum at time k if a transition occurs from state i to state j at that time (for discrete-time model it means that $X(k) = j$ and $X(k-1) = i$).

Thus the ps, the πs, the bs and the ds are the cash flows connected with staying of the process $\{X(t); t \in \mathrm{T}\}$ in a considered state, whilst the cs correspond to cash flows connected with transitions between states.

Let $cf_j(k)$ be the future cash flow payable at time k if $X(k) = j$ $(k = 0,1,2,\ldots,n)$. Since at each time k, all of the above types of cash flows may occur, then

$$cf_j(k) = p_j(k) + \pi_j(k) + b_j(k) + d_j(k) + \sum_{i \in S \setminus \{j\}} c_{ij}(k) \cdot 1_{\{X(k-1)=i\}}, \quad (1)$$

where $1_{\{A\}}$ is the indicator of event A. Observe, that the information $X(k) = j$ is not enough to determine the future cash flow at time k arising from a multistate insurance contract in discrete-time model uniquely (due to $\sum_{i \in S \setminus \{j\}} c_{ij}(k) \cdot 1_{\{X(k-1)=i\}}$ in (1)).

In view of financial mathematics, future cash flows are discounted to the present (to time 0) by some interest rate. This produces the cash value of future payment stream. Large attention has been put to calculate the first two moments of the cash value of future payment stream since they play an important role in the valuation of premiums and determination of reserves of a portfolio of life insurance contracts.

The simplest examples of multistate insurances are life and annuities insurances. There is a vast literature which deals with the cash value of future payment stream (arising from such insurances) in a stochastic mortality and interest environment. In particular the analysis of moments of the cash value of future payment streams for a discrete-time model can be found in e.g. [3]. Expressions for moments of the present value of the future cash flows arising from the benefit obligations of a portfolio of life insurance policies (comprised temporary, endowment, pure endowment) are analyzed in [4]. A general approach (for a general life and annuity insurance policy with the finite term of policy) to calculation of moments of the cash value of the future payment streams (including benefits, annuities

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

and premiums) arising from insurance contract can be found in [1]. Although life and annuity insurances are particular cases of multistate insurance, it appears that it is not possible to adapt straightforwardly the methodologies presented in [1] for multistate insurance.

The aim of the talk was to give an uniform approach to the analysis of future cash flows arising from multistate insurance contract.

Due to appropriate accommodation of the classical multiple state model, we obtain formulas for the moments of cash value of future payment streams arising from multistate insurance contract. These formulas are valid for any considered multistate insurances. Additionally, introduced matrix notation makes calculations easier and provides a nice form for important equations (for example equivalence principle). Beside, the matrix notation helps in analyzing both a single policy and a portfolio of policies. Some applications including formulas for premiums were presented.

References

[1] Dębicka J., *Moments of the cash value of future payment streams arising from life insurance contracts*, Insurance: Mathematics and Economics, 33 (2003), pp. 533-550.

[2] Haberman S., Pitacco E., *Actuarial Models for Disability Insurance*, Chapman & Hall/CRC 1999.

[3] Parker G., *Distribution of the present value of future cash flows*, Proceedings of 3rd AFIR International Colloquium, Rome 1993, pp. 831-843.

[4] Parker G., *Stochastic analysis of the interaction between investment and Insurance Risks*, North American Actuarial Journal 1 (1997).

THE INFLUENCE OF L^q-NORM ON THE ORDER OF APPROXIMATION IN THE JUMP-DIFFUSION CASE

Albert Gardoń (Wrocław University of Economics)

Usually it is assumed in stochastic models that the random disturbances are gaussian. However, there are many research results which show that relatively large random changes appear to often. It suggests that we should use heavy tails distributions when modelling or introduce jumps to the model. For this reason even more researchers make stochastic models ba-

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

sed on the so called jump-diffusion (see e.g. [4]), which is defined in the following way. Let a stochastic process

$$X = \{X_t,\ t \in J = [t_0, T] \subset R_+\} \in \text{RCLL (cádlág)}$$

be given by the stochastic differential equation in integral form:

$$X_t = X_{t_0} + \int_{t_0}^{t} a(s, X_S)ds + \int_{t_0^+}^{t} b(s, \overline{X}_S)dW_S + \int_{t_0^+}^{t} c(s, \overline{X}_S)dN_S, \qquad (1)$$

where $\overline{X}_t = X_{t^-} = \lim_{s \uparrow t} X_S$ a.s., further W denotes a standard Wiener process, N is an inhomogeneous Poisson process with a bounded intensity function λ and it is additionally assumed that the both driving processes are independent. The equation above is called the jump-diffusion equation.

It is the well known fact that under several technical assumptions equation (1) has the unique solution (see [6]). However, it is rarely analytically solvable, therefore one needs an efficient numerical method to approximate paths of this solution. The general recipe for the difference schemes of any order in uniform mean square sense (in L^2-norm) has been given in [1] and made by means of the truncated Itô -Taylor expansion of the process X, which is the result of the appropriate multiple application of the generalized Itô formula for jump-diffusion processes (see [1]) to the functional coefficients a, b and c from Equation (1).

The shape of a given order scheme in L^q does not depend on q in the case of Itô -diffusion (see [4]). But in Equation (1) the Poissonian component appears, whose q -th moment depends on all powers of the intensity from 1 up to q. For this reason the order of an approximation should depend on the power q in this instance. And in fact, we have proved a theorem (see [3]) which shows, that the greater is q, the more complicated difference scheme we obtain.

Usually the L^2-norm is taken to prove the convergence speed of an approximation in the strong sense, because the mean square analysis is developed very well, though, it suffices to take the L^1-norm. In the case of Itô -diffusion it has been indifferent which norm we have used, because the given convergence order has remained unchanged. But since we have got the Poissonian term in the equation, we can get a simpler and therefore more efficient strong approximations using L^1-norm. For example, the very complicated difference scheme of the order $\frac{3}{2}$ in L^2, which consists of 11 lines and 21 terms (see [2]), reduces in L^1 to the following one:

$$\begin{aligned} Y_{n+1}^{\delta} &= Y_n^{\delta} + \left(a - \frac{bb'_x}{2}\right)\Delta_n + b\Delta W_n + \left(-\frac{c_c^*}{2} + \frac{3c}{2}\right)\Delta N_n + \\ &+ \left(\frac{a'_t}{2} + \frac{aa'_x}{2} + \frac{b^2 a''_{xx}}{4}\right)(\Delta_n)^2 + \frac{bb'_x}{2}(\Delta W_n)^2 + \\ &+ \left(\frac{c_c^*}{2} - \frac{c}{2}\right)(\Delta N_n)^2 + \left(b'_t + ab'_x - \frac{b(b'_x)^2}{4}\right)\Delta_n \Delta W_n + \\ &+ \left(ba'_x - b'_t - ab'_x - \frac{b^2 b''_{xx}}{2}\right)Z_n + (a_c^* - a)\Delta_n \Delta N_n + \\ &+ \left(-a_c^* + a + c'_t + ac'_x + \frac{b^2 c''_{xx}}{2}\right)S_{T,n}^{1,1} + (b_c^* - b)\Delta W_n \Delta N_n + \\ &+ \left(bc'_x - b_c^* + b\right)S_{W,n}^{1,1} + \left(\frac{b(b'_x)^2}{6} + \frac{b^2 b''_{xx}}{6}\right)(\Delta W_n)^3, \end{aligned}$$

which consists of only 5 lines and 14 shorter terms and for this reason should be doubly more efficient.

The second important conclusion from the theorem mentioned here is that the simplest and most popular Euler scheme, which in the jump-diffusion case takes the form:

$$Y_{n+1}^{\delta} = Y_n^{\delta} + a\Delta_n + b\Delta W_n + c\Delta N_n,$$

is of the order $\min\{\frac{1}{q}, \frac{1}{2}\}$ in the L^q-norm, so its convergence order equals $\frac{1}{2}$ in both L^1-norm and L^2-norm case, but it becomes lower for any greater power q.

References

[1] Gardoń A., *The Order of Approximations for Solutions of Itô -type Stochastic Differential Equations with Jumps*. Stochastic Analysis and Applications, 22 (2004), pp. 679-699.

[2] Gardoń A., *The Order 1.5 Approximation for Solutions of Jump-Diffusion Equations*. Stochastic Analysis and Applications, 24 (2006), pp. 1147-1168.

[3] Gardoń A., *The Influence of -norm on the Order of Approximation in the Jump-Diffusion Case* (in preparation).

[4] Glasserman P., Merener N., *Numerical Solution of Jump-diffusion LIBOR Market Models*. Finance and Stochastics 7 (2003), pp. 1-27.

[5] Kloeden P.E., Platen E., *Numerical Solution of Stochastic Differential Equations*. Springer-Verlag, New York-Berlin-Heidelberg 1995.

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

[6] Sobczyk K., *Stochastic Differential Equations with Applications to Physics and Engineering*. Kluwer Academic Publishers B.V., Dordrecht 1991.

STATISTICAL INFERENCE USING NON-RANDOM MISSING DATA MECHANISM

Beata Zmyślona (Wrocław University of Economics)

The topic of this presentation is the analysis of incomplete data sets. During making this analysis we should consider some matters. Firstly, it is important to determine the reasons for an occurrence of missing values. Secondly, every methods of incomplete data analysis assumes certain missing data mechanism implicitly or explicitly. It may be random or non random. Assumptions about missing data mechanism depend on the reasons for an occurrence of missing data. In social-economical research this mechanism is generally non random and it should be taken into account in statistical inference. The mail goal of analysis including missing data mechanism is improving statistical inference through elimination of estimator bias and more precisely calculation estimator variance.

The incomplete data analysis methods use the so-called response indicator matrix **R** whose elements are zero if the variable value is unknown for the i-th respondent or one if it is known. Assumptions about the missing data mechanism are determined by the distribution of response indicator matrix. We can distinguish three types of distributions. There are three types of mechanisms: missing completely at random, missing at random and not missing at random. The third type of mechanism means that this mechanism is non random.

Procedures which take into account the missing data mechanism require finding the joint distribution of data matrix **Y** and an indicator matrix **R**. We assume that the distribution of matrix **Y** depends on the vector of parameters θ and the distribution of matrix **R** depends on the vector of parameters ξ. Prediction of missing data mechanism is equivalent to estimation the parameters ξ.

We can distinguish two approach to finding the joint distribution of data and response matrix, namely the selection and the pattern mixtures approaches. In the selection approach first we specify the data model and next the model for missing data mechanism is added. In the pattern mixture approach the population is divided into two groups respondents and

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

non-respondents. For each group we specify the separate models and the final model is obtained by a probabilistic mixture of these two.

There are many estimation methods of missing data mechanism. In this paper we present the application of the item response theory (IRT) models to estimate the parameters of missing data mechanism using the selection approach. In IRT model we distinguish two kinds of parameters. The first is called the person parameter. It represents some human characteristics like e.g. propensity, skills, proneness. The second is called item parameter. It summarizes information about the characteristics of survey statements like item difficulty, discrimination power, emotional or intentional load. The response probability depends on the location of both parameters on the latent trait. Latent trait is not directly observed but it is reflected by some observable variables called indicators such as item responses. In our application the ability parameter is respondents' propensity to answer questions.

The response propensity is reflected using as indicators the elements of response indicator matrix **R**. The are variable which have a binary distribution. The response probability is defined as a conditional distribution depending on the value of a response propensity of *i*-th respondent. Additionally we take into account the item characteristics. The response probability is formulated as some distance function of both kind of parameters.

We exemplify the usage the Rasch model and the multilevel Bayesian model to predict the missing data mechanism. The Rasch model will be used to analyze the data from state of health research. In this example we used to predict the missing data mechanism only information from response pattern, but there are many models which make use of some other information about respondents, like e.g. the demographic or social-economic characteristics. In some situations we should also take into account different types of variation. The multilevel Bayesian models enable us usage this information. In multilevel model we consider two types of variation, random and variation due to some fixed effects. Using this model we can explain several reasons for which the response propensity may differ. For example one of reason is that respondents belong to other groups. The Bayesian three-level model is used to analyze some hypothetical data from material status research. Some respondents didn't give information about the amount of income. On the base of some prior information we divided respondents into groups. We also use the information about living and entertainment expenditures. The parameters of those models are estimated using numerical techniques based on the Markov chains.

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

The latent variable models have many advantages. In contrast to the other estimation methods they allow to include information from whole indicator matrix. Those models can be applied to any pattern of missing items in datasets. From practical point of view they are very flexible for estimation.

TESTS FOR A CHANGE IN A CONTINUOUS-TIME STOCHASTIC PROCESS

Stefan Mihalache (University of Cologne)

1. Introduction

In the first and main part the author presents a recent result about change-point detection for diffusion processes based on a CUSUM statistic. The CUSUM statistic itself is constructed with one-step estimators. The second part is a summary of optimal sequential test procedures for very simple models: Brownian motion, Ito process and Poisson process.

2. Ergodic diffusion processes

In this section we present the results from [3]. Consider for the observable process $(X_t)_{t\geq 0}$ the test of

$$\begin{aligned} H_0:\ & dX_t = V_0(X_t,\theta_0)dt + V(X_t)dW_t,\ 0\leq t\leq T, \\ & \text{i.e. the true but unknown value } \theta_0 \text{ does not change,} \end{aligned} \tag{1}$$

against $H_1:$ There exists a change.

For this purpose let Θ be a bounded, convex and open subset of R, V_0 and V measurable functions such that for any initial distribution and any $\theta\in\Theta$ the diffusion equation (1) has a unique weak solution $(\Omega_\theta, \mathcal{A}_\theta, P_\theta)$, $(\Im_t^\theta)_{t\geq 0}, W^\theta, X^\theta$.

Recall that the concept of weak solution means to look for an underlying probability space, a filtration, a Brownian motion W^θ and a process X^θ which satisfies equation (1). Under uniqueness we understand that the finite-dimensional marginal distributions of two processes are the same.

3. CUSUM test

Lemma 1. Let $\hat{\theta}_T^0$ be a consistent estimator of the parameter θ, then

$$\hat{\theta}_T = \hat{\theta}_T^0 - \frac{\psi_T^{\theta_0}(\hat{\theta}_T^0)}{T\eta(\hat{\theta}_T^0)}$$

is asymptotically efficient, where $-\eta(\theta)$is similar to the Fisher information, $\psi_T^{\theta_0}(\theta)$ denotes the derivative of the log-likelihood ratio

$$\ln\frac{dP_\theta}{dP_{\theta_0}}(X^{\theta_0}).$$

For proof see [2], section 2.5.

We call $\hat{\theta}_T$ a one-step estimator. By means of the one-step estimator $\hat{\theta}_t$ of θ after observation-time t define the process

$$S_T^u = u\sqrt{T}(\widehat{\theta}_{uT} - \widehat{\theta}_T), \quad u \in [0,1].$$

The CUSUM statistic has the form

$$\sup_{u\in[0,1]} S_T^u$$

Under H_0 and some technical assumptions

$$\left(S_T^u\right)_{u\in[0,1]} \xrightarrow{D} a\ \ Gaussian\ \ process\, Y,\ T \to \infty$$

with mean 0 and covariance function

$$E(Y^u Y^v) = \frac{u \wedge v - uv}{-\eta(\theta_0)}.$$

As a corollary we obtain the weak convergence of the random variables

$$\widehat{S}_T = \sup_{u\in[0,1]} -\eta(\widehat{\theta}_0)u^2 T|\widehat{\theta}_{uT} - \widehat{\theta}_T|^2 = -\eta(\widehat{\theta}_T) \sup_{u\in[0,1]} (S_T^u)^2$$

for $T \to \infty$ to $\sup_{u\in[0,1]}|B_u|^2$,where B denotes a Brownian bridge.

An open problem (see [2]) in this topic is to construct a sequential test for detecting changes in parameters of diffusion processes, i.e. to find a stopping time of the form

$$\tau = \inf\{t \ge 0:\ S(t) > \ \text{(some control limit)}\}.$$

with a certain detecting process $(S_t)_{t\ge 0}$. This stopping time should be a good one in some sense. In the next section we will see that for very simple

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

models it has been possible to find optimal stopping rules with respect to the estimation of delay time.

4. Sequential tests for simple models

4.1. Brownian motion with a drift

Shiryaev [6] tested for the observable process $(X_t)_{t\geq 0}$ of the form

$$dX_t = r\chi_{\{t\geq\theta\}}dt + \sigma dW_t,$$

where r and σ are known constants and W is the standard Wiener process, the hypotheses H_0: $\theta = \infty$ against H_1: $\theta < \infty$.

Consider all stopping times τ which satisfy the false alarm condition

$$E_\infty \tau = T \quad \text{for some fixed } T \geq 0, \tag{2}$$

where the index denotes the condition of the hypothesis $\theta = \infty$. The problem is to find in the class of stopping times with condition (2) one which minimizes the criterion for delay time proposed by Lorden [4], i.e. $\sup_{\theta\geq 0}\left\|E_\theta([\tau-\theta]^+ | \Im_\theta)\right\|_{L^\infty}$.

Because the solution is very similar to the one for Ito processes in [Mou04] we refer to the next subsection.

4.2. Ito processes

In Moustakides [5] the author considers the observable Ito process

$$dX_t = \alpha_t\chi_{\{t>\theta\}}dt + dW_t$$

with known processes $(\alpha_t)_{t\geq 0}$ and $(W_t)_{t\geq 0}$. Test

$$H_0: \theta = \infty \text{ against } H_1: \theta < \infty.$$

The criterion for optimality in this case is an extension of Lorden's estimation of delay time: Minimize

$$J(T;\tau) = \sup_{\theta\geq 0}\left\|E_\theta\left(\chi_{\{\tau>\theta\}}\int_\theta^\tau \frac{1}{2}\alpha_t^2 dt | \Im_\theta\right)\right\|_{L^\infty}.$$

under the false alarm condition

$$E_\theta\left(\int_0^\tau \frac{1}{2}\alpha_t^2 dt\right) \geq T \text{ for fixed } T \geq 0.$$

Let

$$\gamma_t = \max_{s \le t}\left(\ln \frac{dP_S}{dP_\infty} | \Im_t\right) = \max_{s \le t}\left(\int_S^t \alpha_S dX_S - \frac{1}{2}\int_S^t \alpha_S^2 dX_S\right)$$

be the CUSUM detecting process and $\nu_* \in \mathrm{R}$ be the unique solution of

$$E_\infty\left(\int_0^{\tau_\nu} \frac{1}{2}\alpha_t^2 dt\right) = e^\nu - \nu - 1 = T.$$

Then the optimal stopping rule for the above problem is

$$\tau_{\nu_*} = \inf\{t \ge 0\colon \gamma_t \ge \nu_*\}.$$

Remark. In contrast to the previous procedures we can assume that the change-point θ is not deterministic but random and e.g. exponentially distributed. This is called Bayesian approach. In order to minimize the Bayes risk

$$P\{\tau < \theta\} + cE(\tau - \theta)^+$$

it is common to use as detecting process variations of the odds-ratio process

$$\Phi_t = \frac{P(\theta \le t | \Im_t)}{P(\theta > t | \Im_t)}, \quad t \ge 0.$$

The so-called Poisson disorder problem was successfully treated by the Bayes method, see Bayraktar et al. [1].

References

[1] Bayraktar E., Dayanik S. and I. Karatzas, *The standard Poisson disorder problem revisited*, Stochastic Process. Appl. 115 (2005), pp. 1437-1450.

[2] Kutoyants Y., *Statistical Inference for Ergodic Diffusion Processes*, Springer, 2004.

[3] Lee S., Nishiyama Y. and Yoshida N., *Test for parameter change in diffusion processes by cusum statistics based on one-step estimators*, AISM 58 (2006), pp. 211-222.

[4] Lorden G., *Procedures for reacting to a change in distribution*, Ann. Math. Stat. 42 (1971), pp. 1897-1908.

[5] Moustakides G., *Optimality of the cusum procedure in continuous time*, Ann. Stat. 32 (2004), pp. 302-315.

[6] Shiryaev A., *Minimax optimality of the method of cumulative sums (cusum) in the case of continuous time*, Russian Math. Surveys 51 (1996), pp. 750-751.

MIGRACJE LUDNOŚCI OPOLSZCZYZNY W ŚWIETLE WYNIKÓW NSP 2002

Maria Kaliciak

Urząd Statystyczny w Opolu

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

PL ISSN 1644-6739

1. Wstęp

W maju 2002 r. liczba ludności w województwie opolskim wynosiła 1065,0 tys, tj. 2,8% ludności Polski. W gospodarstwach domowych mieszkało 98,9%, a w gospodarstwach zbiorowych 1,1%. Przeważająca część ludności (82,8%) mieszkała stale i była obecna w trakcie przeprowadzania spisu. Spośród osób nieobecnych 19,8 tys. przebywało w kraju, a 120,8 tys. za granicą. Głównymi przyczynami ich nieobecności były sprawy rodzinne oraz praca. Liczba ludności w porównaniu z NSP 1988 zmniejszyła się o 15,7 tys. We wszystkich powiatach zmniejszyła się liczba ludności przybyłej; natomiast w 6 powiatach oraz w m. Opolu zwiększyła się liczba ludności zamieszkałej od urodzenia. Ludność mobilna, która przybyła lub powróciła do miejscowości aktualnego w 2002 r. miejsca zamieszkania po nieobecności trwającej 12 miesięcy lub dłużej, stanowiła 42,5% ogółu ludności województwa, w tym 31,9% przybyło lub powróciło przed rokiem 1989, 10,6% przybyło w okresie międzyspisowym, tj. w latach 1989-2002.

Zmiany miejsca zamieszkania, ich wielkość, natężenie i kierunki stanowią przedmiot niniejszego opracowania. Dla oceny procesów ludnościowych ważne jest nie tylko badanie rozmiarów emigracji zewnętrznej, czyli wyjazdów Polaków za granicę, imigracji, czyli przyjazdów cudzoziemców do Polski, ale również badanie zmian miejsca zamieszkania w kraju na pobyt stały lub czasowy powyżej 2 miesięcy. Opracowanie zawiera informacje i dane o ludności, która w latach 1988-2002 przebywała poza rodzinną miejscowością przez okres trwający 12 miesięcy lub dłużej i do niej powróciła, a także o ludności, która mieszkała na stałe w innym miejscu w kraju lub za granicą, a w maju 2002 r. przebywała w województwie opolskim 12 miesięcy i dłużej. W opracowaniu dokonano analizy danych o osobach migrujących za granicę oraz przemieszczających się wewnątrz kraju, scharakteryzowano ich natężenie, zasięg terytorialny i kierunki mobilności w okresie głębokich przemian społeczno-gospodarczych w naszym kraju i województwie.

2. Emigranci przebywający czasowo za granicą

W maju 2002 r. 120,8 tys. osób mających stałe miejsce zamieszkania w województwie opolskim przebywało za granicą, w tym 105,2 tys. przez okres powyżej 2 miesięcy.

Pod względem liczby emigrantów w stosunku do liczby mieszkańców zajmowaliśmy pierwsze miejsce – na każde 1000 mieszkańców przypadało 99 osób przebywających za granicą. Dla porównania w województwie podlaskim wskaźnik ten wynosił 46 osób, w dolnośląskim 21, a w mazowieckim 11.

Liczba gospodarstw domowych z osobami przebywającymi za granicą powyżej 2 miesięcy wynosiła 56,2 tys., czyli z każdego takiego gospodarstwa prawie 2 osoby przebywały na emigracji za granicą. W województwie opolskim emigracja w większym stopniu niż w kraju dotyczyła mieszkańców wsi (w województwie odsetek ten wynosił 60,9% w kraju – 37,9%), co w dużej mierze wynikało z faktu posiadania podwójnego obywatelstwa przez znaczny odsetek wiejskiej ludności autochtonicznej.

Osoby przebywające za granicą to przede wszystkim emigranci długookresowi (przebywający 12 miesięcy i dłużej). Stanowili oni prawie 85% wszystkich emigrantów przebywających za granicą powyżej 2 miesięcy.

Tabela 1. Emigranci według czasu przebywania za granicą oraz wieku w 2002 r.

Wiek	Ogółem	Przebywający za granicą				
		do 2 miesięcy	powyżej 2 miesięcy			
			razem	od 2 do 6	od 6 do 12	12 i więcej
Ogółem	**120 824**	**15 578**	**105 246**	**7480**	**8443**	**89 323**
w wieku:						
19 lat i mniej	19 214	1 925	17 289	889	1490	14 910
20-29	28 834	4 542	24 292	2847	2996	18 449
30-39	30 436	3 531	26 905	1529	1730	23 646
40-49	22 769	3 096	19 673	1187	1243	17 243
50-59	8 571	1 326	7 245	537	465	6 243
60-64	3 326	428	2 898	149	142	2 607
65 lat i więcej	7 674	730	6 944	342	377	6 225

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Większość emigrantów stanowiły osoby w wieku 20-39 lat i to zarówno na emigracjach krótko-, jak i długookresowych. Grupa emigrantów w wieku produkcyjnym była najliczniejsza i wynosiła 83,0 tys. Opolscy emigranci najliczniej wyjeżdżali do krajów Europy. Najczęściej wybieranym krajem były Niemcy, dokąd wyemigrowało 81,0 tys. osób, a następne w kolejności Niderlandy, Włochy, Wielka Brytania i Francja.

Tabela 2. Emigranci według czasu przebywania za granicą i w kraju w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Przebywający za granicą						
		do 2 miesięcy	powyżej 2 miesięcy					
			razem	od 2 do 12		12 i więcej		
				w liczbach bezwzględnych	w % razem	w liczbach bezwzględnych	w % razem	
Ogółem	**120 824**	**15 578**	**105 246**	**15 923**	**15,1**	**89 323**	**84,9**	
Europa	**98 178**	**11 746**	**86 432**	**12 356**	**14,3**	**74 076**	**85,7**	
Kraje Unii Europejskiej	97 275	11 402	85 873	12 117	14,1	73 756	85,9	
Kraje Europy Centralnej	436	188	248	95	38,3	153	61,7	
Pozostałe kraje	467	156	311	144	46,3	167	53,7	
Azja	**108**	**13**	**95**	**47**	**49,5**	**48**	**50,5**	
Ameryka Północna i Środkowa	**2 917**	**202**	**2 715**	**541**	**19,9**	**2 174**	**80,1**	
Kraje Ameryki Północnej	2 916	202	2 714	541	19,9	2 173	80,1	
Kraje Ameryki Środkowej	1	–	1	–	x	1	100,0	
Ameryka Południowa	**16**	**–**	**16**	**1**	**6,3**	**15**	**93,8**	
Afryka	**100**	**32**	**68**	**15**	**22,1**	**53**	**77,9**	
Oceania	**132**	**10**	**122**	**25**	**20,5**	**97**	**79,5**	
Kraj nieustalony	**19 373**	**3 575**	**15 798**	**2 938**	**18,6**	**12 860**	**81,4**	

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Przeważająca część emigrantów (68,2%) urodziła się w Polsce. Niewielu (tylko 1,3%) urodziło się za granicą, a najczęstszym miejscem urodzenia dla nich były kraje Europy. Dla 30,5% nie ustalono kraju urodzenia. Również przeważająca część emigrantów posiadała obywatelstwo polskie (61,3%), a tylko 2,0% – niepolskie. Należy jednak zaznaczyć, że dla 36,7% obywatelstwa nie ustalono.

Tabela 3. Emigranci przebywający za granicą powyżej 2 miesięcy według płci i powiatów

Wyszczególnienie	Ogółem			Miasta		Wieś	
	ogółem		w tym kobiety	razem	w tym kobiety	razem	w tym kobiety
	NSP						
	1988	2002					
Województwo	**53 322**	**105 246**	**52 618**	**41 063**	**20 911**	**64 183**	**31 707**
powiaty:							
brzeski	876	2 890	1 543	1 835	974	1 055	569
głubczycki	555	2 885	1 404	1 295	647	1 590	757
kędzierzyńsko-kozielski	8 068	13 250	6 596	5 831	2 968	7 419	3 628
kluczborski	2 291	5 775	2 877	1 780	897	3 995	1 980
krapkowicki	6 401	11 633	5 681	5 676	2 828	5 957	2 853
namysłowski	573	1 935	993	811	422	1 124	571
nyski	1 984	6 860	3 537	3 902	2 012	2 958	1 525
oleski	2 794	8 450	4 129	3 027	1 491	5 423	2 638
opolski	13 952	24 556	12 174	1 750	878	22 806	11 296
prudnicki	2 373	6 157	3 137	2 919	1 508	3 238	1 629
strzelecki	8 018	14 365	7 196	5 747	2 935	8 618	4 261
Miasto na prawach powiatu – Opole	5 437	6 490	3 351	6 490	3 351	–	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Emigranci pochodzili głównie z 4 powiatów zamieszkiwanych przez ludność autochtoniczną: opolskiego, strzeleckiego, kędzierzyńsko-kozielskiego oraz krapkowickiego. W porównaniu z 1988 r. liczba emigrantów podwoiła się. Największy wzrost procentowy odnotowano w powiatach: głubczyckim, nyskim i namysłowskim.

Spośród wszystkich emigrantów prawie 40,0 tys. podało jako przyczynę wyjazdu **pracę**. Z tej liczby 82,2% przebywało za granicą 12 miesięcy i dłużej. **Praca** stanowiła główną przyczynę wszystkich wyjazdów emigracyjnych, następne w kolejności były **sprawy rodzinne** oraz **warunki mieszkaniowe**.

Tabela 4. Emigranci przebywający za granicą powyżej 2 miesięcy według przyczyn emigracji oraz płci w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	W tym przyczyny				
		nauka, studia	praca	sprawy rodzinne	leczenie, rehabilitacja	warunki mieszkaniowe
Ogółem	**105 246**	**1797**	**39 776**	**36 930**	**520**	**3401**
mężczyźni	52 628	581	23 465	15 534	211	1580
kobiety	52 618	1216	16 311	21 396	309	1821
Miasta	**41 063**	**1029**	**13 379**	**14 362**	**202**	**1407**
mężczyźni	20 152	338	7 736	6 097	72	641
kobiety	20 911	691	5 643	8 265	130	766
Wieś	**64 183**	**768**	**26 397**	**22 568**	**318**	**1994**
mężczyźni	32 476	243	15 729	9 437	139	939
kobiety	31 707	525	10 668	13 131	179	1055

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

W celach zarobkowych wyjeżdżało więcej mieszkańców wsi niż miast. Zarówno ze wsi, jak i z miast z powodu podjęcia pracy zawodowej wyjeżdżało więcej mężczyzn niż kobiet (o 5,9%).

Na studia lub w celu podniesienia kwalifikacji za granicą wyjechało 1,8 tys. osób. Liczba wyjazdów w celu leczenia, rehabilitacji była znikoma i wynosiła tylko 0,5% wszystkich wyjazdów.

Emigranci w zdecydowanej większości wybierali jako miejsce przyszłej pracy kraje Europy. Najczęściej pracowali w Niemczech.

Najliczniejszą grupę emigrantów stanowiły osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym i ogólnokształcącym. Tylko 3,8% posiadało wykształcenie wyższe. Kobiety były lepiej wykształcone od mężczyzn. Więcej z nich posiadało wykształcenie wyższe, policealne i średnie. Mężczyźni dominowali wśród posiadających wykształcenie zasadnicze zawodowe.

3. Imigranci przybyli z zagranicy

W maju 2002 r. w województwie opolskim przebywało 1,6 tys. osób mieszkających na stałe za granicą, z czego co trzecia przebywała 12 miesięcy i dłużej. Większość imigrantów pochodziła z Europy, w tym ponad połowa z krajów Unii Europejskiej. Najliczniejsza grupa przyjechała z Niemiec i Ukrainy. Znacznie mniej osób pochodziło z Rosji, Wielkiej Brytanii, Bułgarii i Czech. Cudzoziemcy nieposiadający polskiego obywatelstwa stanowili większość (51,8%), obywatelstwo polskie posiadało 25,5% imigrantów, a 22,7% było bezpaństwowcami lub nie można było dla nich ustalić obywatelstwa.

Tabela 5. Imigranci według czasu przebywania i kraju stałego zamieszkania w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Przebywający czasowo					
		do 2 miesięcy	powyżej 2 miesięcy				
			razem	od 2 do 12		12 i więcej	
				w liczbach bezwzględnych	w % razem	w liczbach bezwzględnych	w % razem
Ogółem	**1607**	**704**	**903**	**397**	**44,0**	**506**	**56,0**
Europa	**1460**	**656**	**804**	**354**	**44,0**	**450**	**56,0**
Kraje Unii Europejskiej	918	519	399	216	54,1	183	45,9
Kraje Europy Centralnej	78	28	50	19	38,0	31	62,0
Pozostałe kraje	464	109	355	119	33,5	236	66,5
Azja	**37**	**7**	**30**	**4**	**13,3**	**26**	**86,7**
Ameryka Północna i Środkowa	**38**	**16**	**22**	**6**	**27,3**	**16**	**72,7**
Kraje Ameryki Północnej	35	16	19	6	31,6	13	68,4
Kraje Ameryki Środkowej	3	–	3	–	x	3	100,0
Ameryka Południowa	**3**	–	**3**	–	x	**3**	**100,0**
Afryka	**5**	**1**	**4**	**2**	**50,0**	**2**	**50,0**
Oceania	**1**	**1**	–	–	x	–	x
Kraj nieustalony	**63**	**23**	**40**	**31**	**77,5**	**9**	**22,5**

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Spośród wszystkich przybyłych do naszego województwa nieznacznie przeważali mężczyźni (50,7%). Imigranci przebywający powyżej 2 miesięcy częściej mieszkali w miastach i tam liczba mężczyzn i kobiet była taka sama, natomiast na wsi osiedliło się więcej mężczyzn.

Tabela 6. Imigranci przebywający czasowo powyżej 2 miesięcy według płci i powiatów w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem		Miasta		Wieś	
	ogółem	w tym kobiety	razem	w tym kobiety	razem	w tym kobiety
Województwo	**903**	**445**	**524**	**262**	**379**	**183**
powiaty:						
brzeski	49	26	16	9	33	17
głubczycki	10	5	5	1	5	4
kędzierzyńsko-kozielski	70	32	53	21	17	11
kluczborski	54	25	25	15	29	10
krapkowicki	52	24	28	11	24	13
namysłowski	17	9	12	7	5	2
nyski	76	45	58	38	18	7
oleski	29	13	15	7	14	6
opolski	177	89	9	7	168	82
prudnicki	38	22	19	12	19	10
strzelecki	82	40	35	19	47	21
Miasto na prawach powiatu – Opole	249	115	249	115	–	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Największym skupiskiem imigrantów było m. Opole oraz powiat opolski. Liczba tam osiedlonych stanowiła prawie połowę wszystkich przybyłych. Najmniej natomiast osiedliło się w powiatach: głubczyckim, namysłowskim oraz oleskim.

Imigranci byli dobrze wykształceni – 17,6% posiadało wykształcenie wyższe, 25,5% średnie zawodowe i ogólnokształcące, a 16,8% zasadnicze zawodowe. Osoby młodsze były lepiej wykształcone od starszych.

Grupa w wieku powyżej 50 lat najczęściej legitymowała się wykształceniem podstawowym ukończonym (22,4%) oraz zasadniczym zawodowym (20,4%).

Tabela 7. Imigranci w wieku 13 lat i więcej według poziomu wykształcenia i grup wieku w 2002 r.

Wiek	Ogółem	Wykształcenie					
		wyższe	policealne	średnie		zasadnicze zawodowe	podstawowe ukończone
				zawodowe	ogólnokształcące		
Ogółem	**805**	**142**	**21**	**147**	**58**	**135**	**102**
w wieku:							
19 lat i mniej	49	–	–	2	6	3	31
20-29	197	38	10	40	24	32	7
30-39	185	37	3	51	14	31	2
40-49	119	28	3	26	10	17	5
50-59	91	19	3	14	3	19	8
60-64	60	11	–	5	–	13	14
65 lat i więcej	104	9	2	9	1	20	35

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Przyjeżdżali przede wszystkim ludzie młodzi – osoby w wieku 20-49 lat stanowiły ponad 62%. Zdecydowana większość imigrantów przebywających powyżej 2 miesięcy była w wieku produkcyjnym (71,0%); dla nich najczęstszymi powodami przyjazdu były sprawy rodzinne i praca, natomiast grupy imigrantów w wieku przed- i poprodukcyjnym stanowiły po ok. 14%, a przyczynami ich przebywania były najczęściej sprawy rodzinne.

Tabela 8. Imigranci przebywający czasowo powyżej 2 miesięcy według przyczyn przebywania i ekonomicznych grup wieku w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Przyczyny				
		nauka, studia	praca	sprawy rodzinne	leczenie, rehabilitacja	warunki mieszkaniowe
Ogółem	**903**	**38**	**211**	**395**	**10**	**26**
w wieku:						
przedprodukcyjnym	128	3	8	80	–	5
produkcyjnym	641	35	198	231	2	14
mobilnym	457	35	145	156	–	9
niemobilnym	184	–	53	75	2	5
poprodukcyjnym	134	–	5	84	8	7

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Głównymi powodami osiedlenia się w naszym województwie imigrantów przebywających powyżej 2 miesięcy były sprawy rodzinne (43,7%) oraz praca zawodowa (23,4%). Warunki mieszkaniowe, uchodźstwo, leczenie lub rehabilitacja to przyczyny, które wskazywano stosunkowo rzadko.

Imigranci, dla których przyczynami przyjazdu były sprawy rodzinne, pochodzili głównie z Rosji, Białorusi, Austrii, Czech i Niemiec; natomiast ci, którzy przyjechali w celu podjęcia pracy zawodowej – z Wielkiej Brytanii, Austrii, Czech i Bułgarii. Praca częściej stanowiła główny powód przyjazdu dla mężczyzn niż kobiet.

Co czwarty imigrant pracował. Spośród nich 74,6% stanowili pracownicy najemni, 25,4% było pracodawcami. Więcej niż połowa (58,7%) była bierna zawodowo. Stopa bezrobocia wśród imigrantów wynosiła 5,3%.

Tabela 9. Imigranci według przyczyn przyjazdu z wybranych krajów poprzedniego zamieszkania w 2002 r.

Kraj poprzedniego zamieszkania	Ogółem	Przyczyny imigracji			
		nauka, studia	praca	sprawy rodzinne	pozostałe, nieustalone
	w odsetkach				
Ogółem	**100,0**	**4,2**	**23,4**	**43,7**	**28,7**
w tym:					
Niemcy	100,0	1,5	17,0	52,0	29,5
Ukraina	100,0	6,6	27,1	39,4	26,9
Rosja	100,0	4,6	13,6	68,2	13,6
Wielka Brytania	100,0	–	57,9	21,0	21,1
Stany Zjednoczone Ameryki	100,0	5,2	21,1	42,1	31,6
Bułgaria	100,0	6,3	37,5	25,0	31,2
Czechy	100,0	–	40,0	53,3	6,7
Armenia	100,0	–	33,3	44,5	22,2
Gruzja	100,0	–	12,5	37,5	50,0
Białoruś	100,0	12,5	12,5	62,5	12,5
Austria	100,0	–	42,9	57,1	–
Słowacja	100,0	14,2	28,6	28,6	28,6

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Stosunkowo duży odsetek (41,5%) stanowiły osoby utrzymywane, w tym znacznie częściej były to kobiety niż mężczyźni. Kobiety przeważnie utrzymywane były przez osoby z gospodarstwa domowego, w którym przebywały, i to zarówno w miastach, jak i na wsi. Niezarobkowe źródło utrzymania posiadało 17,2% imigrantów.

Imigranci znajdowali zatrudnienie najczęściej w handlu i naprawach, w edukacji, przemyśle oraz budownictwie. Mężczyźni częściej pracowali w handlu i naprawach, a kobiety w edukacji. Spośród ogółu pracujących 60,8% znalazło zatrudnienie w mieście, a 39,2% na wsi. Najczęściej zajmowali stanowiska specjalistów, pracowników usług osobistych i sprzedawców, wyższych urzędników i kierowników oraz robotników przemysłowych i rzemieślników. Stosunkowo rzadko zatrudniani byli jako pracownicy biurowi, rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy, pracownicy przy pracach prostych oraz technicy i średni personel.

Tabela 10. Imigranci według płci i źródeł utrzymania w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem		Miasta		Wieś	
	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety
Ogółem	**458**	**445**	**262**	**262**	**196**	**183**
w tym:						
praca najemna	**112**	**61**	**69**	**46**	**43**	**15**
poza rolnictwem	105	60	69	46	36	14
w sektorze:						
publicznym	30	26	24	20	6	6
prywatnym	75	34	45	26	30	8
w rolnictwie	7	1	–	–	7	1
w sektorze:						
publicznym	1	–	–	–	1	–
prywatnym	6	1	–	–	6	1
praca na rachunek własny	**40**	**19**	**20**	**6**	**20**	**13**
niezarobkowe źródło	**74**	**81**	**31**	**35**	**43**	**46**
emerytura	42	45	17	9	25	36
renta	15	13	3	7	12	6
pozostałe	17	23	11	19	6	4
inne dochody	**5**	**2**	**1**	**1**	**4**	**1**
utrzymywani przez osoby	**156**	**219**	**93**	**133**	**63**	86
z gospodarstwa domowego	93	158	46	91	47	67
spoza gospodarstwa domowego	63	61	47	42	16	19

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

4. Migracje długookresowe

4.1. Mieszkający stale obecni i nieobecni do 12 miesięcy

W ciągu 13 lat (1989-2002) 88,4 tys. osób mieszkających stale w województwie opolskim zmieniało miejsce zamieszkania, tj. przybyło lub powróciło (po nieobecności trwającej rok lub dłużej) do miejscowości aktualnego w 2002 r. miejsca zamieszkania. Dla 86,6 tys. osób poprzednie miejsce zamieszkania było w kraju, a dla 1,8 tys. za granicą.

Wyjeżdżali głównie ludzie młodzi – ponad połowa była w 2002 r. w wieku 25-44 lata. Miejsce zamieszkania zmieniało więcej kobiet, i to zarówno w migracjach wewnętrznych, jak i zagranicznych. Najliczniejszą grupę wśród wszystkich osób migrujących stanowiły osoby pozostające w związkach małżeńskich (73,4%).

Tabela 11. Migracje długookresowe[a] według stanu cywilnego prawnego, płci i ekonomicznych grup wieku migrantów w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Stan cywilny prawny				
		kawalerowie, panny	żonaci, zamężne	wdowcy, wdowy	rozwiedzeni, rozwiedzione	pozostali
Ogółem	**74 394**	**14 358**	**54 578**	**2759**	**2592**	**107**
w wieku:						
przedprodukcyjnym	4 489	4 483	6	–	–	–
produkcyjnym	65 671	9 639	52 657	866	2411	98
mobilnym	55 645	9 018	44 788	312	1471	56
niemobilnym	10 026	621	7 869	554	940	42
poprodukcyjnym	4 234	236	1 915	1893	181	9
mężczyźni	**34 647**	**7 485**	**25 577**	**441**	**1097**	**47**
kobiety	**39 747**	**6 873**	**29 001**	**2318**	**1495**	**60**

[a]Dane dla osób w wieku 15 lat i więcej.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Migranci długookresowi byli w zdecydowanej większości w wieku produkcyjnym mobilnym, i to zarówno mężczyźni, jak i kobiety.

Kobiety (zamężne, wdowy i rozwiedzione) częściej zmieniały miejsce zamieszkania niż mężczyźni, jedynie grupa kawalerów przewyższała w tym względzie grupę panien. Najrzadziej zmieniały swoje miejsca zamieszkania osoby będące w wieku poprodukcyjnym.

Tabela 12. Migracje długookresowe[a] według poziomu wykształcenia, płci i ekonomicznych grup wieku migrantów w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Wykształcenie					
		wyższe	policealne	średnie		zasadnicze zawodowe	podstawowe
				zawodowe	ogólnokształcące		
Ogółem	**77 994**	**10 691**	**2824**	**17 307**	**5484**	**23 260**	**16 406**
w wieku:							
przedprodukcyjnym	8 089	–	–	–	–	17	6 712
produkcyjnym	65 671	10 315	2742	16 723	5197	22 824	7 613
mobilnym	55 645	8 605	2297	14 133	4495	20 192	5 730
niemobilnym	10 026	1 710	445	2 590	702	2 632	1 883
poprodukcyjnym	4 234	376	82	584	287	419	2 081
mężczyźni	**36 514**	**4 817**	**623**	**7 988**	**1638**	**13 166**	**7 350**
kobiety	**41 480**	**5 874**	**2201**	**9 319**	**3846**	**10 094**	**9 056**

[a]Dane dla osób w wieku 13 lat i więcej.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Kobiety przebywające na migracjach długookresowych były lepiej wykształcone od mężczyzn – większy był odsetek kobiet posiadających wykształcenie policealne i ogólnokształcące; nieco więcej posiadało wykształcenie wyższe i średnie zawodowe. Jedynie w grupie posiadających wykształcenie zasadnicze zawodowe przeważali mężczyźni.

Spośród wszystkich migrujących w latach 1989-2002 – 88,7% w poprzednim miejscu zamieszkania utrzymywało się z pracy: 75,3% najemnej, a 13,4% na rachunek własny. Praca stanowiła główne źródło utrzymania dla emigrantów zarówno przebywających w kraju, jak i za granicą.

Największe różnice dotyczące źródeł utrzymania w poprzednim i obecnym miejscu zamieszkania występowały wśród utrzymujących się z pracy w rolnictwie – dla 71,9% migrantów były to takie same źródła utrzymania w poprzednim i obecnym miejscu zamieszkania; dla 88,7% migrantów głównym źródłem utrzymania w poprzednim i obecnym miejscu zamieszkania była praca poza rolnictwem; ale największe różnice występowały wśród utrzymujących się z niezarobkowych źródeł – prawie 3 razy więcej migrantów utrzymywało się z tego źródła w obecnym miejscu zamieszkania niż w poprzednim.

Tabela 13. Migracje długookresowe według poprzedniego miejsca zamieszkania, płci i przyczyn zmiany ostatniego miejsca zamieszkania migrantów w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Polska	W tym				Zagranica
			ta sama gmina[a]	inne			
				gminy w tym samym powiecie	powiaty tego samego województwa	województwa	
Ogółem	**88 450**	**86 644**	**10 741**	**22 665**	**26 047**	**26 905**	**1806**
Sprawy rodzinne	**38 954**	**37 934**	**3 706**	**10 681**	**11 438**	**11 966**	**1020**
Praca	**13 129**	**12 788**	**640**	**1 919**	**4 218**	**5 965**	341
oferta bardziej atrakcyjna	8 688	8 438	279	1 059	2 795	4 274	250
utrata	784	746	36	96	207	402	38
zagrożenie bezrobociem	616	608	15	43	165	384	8
uciążliwe dojazdy	1 530	1 529	213	515	595	200	1
inne	1 511	1 467	97	206	456	705	44
Warunki mieszkaniowe	**31 129**	**31 043**	**5 910**	**9 274**	**8 834**	**6 951**	**86**
Zdrowie	**1 941**	**1 879**	**183**	**262**	**462**	**965**	**62**
Edukacja	**1 202**	**1 147**	**44**	**99**	**439**	**564**	**55**
Repatriacja	**105**	–	–	–	–	–	**105**
Uchodźstwo	**45**	–	–	–	–	–	**45**
Inne	**915**	**852**	**127**	**189**	**313**	**219**	**63**
Nieustalone	**1 030**	**1 001**	**131**	**241**	**343**	**275**	**29**

[a]Przemieszczenia między częścią miejską i wiejską w gminach miejsko-wiejskich.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Dane o liczbie migrantów w poszczególnych latach wskazują, że najwięcej osób z migracji wewnętrznych powracało w latach 1989-1991 – średniorocznie ok. 10% przybywało do naszego województwa. W latach następnych napływ migracyjny ustabilizował się na poziomie 6-7% rocznie wszystkich przyjazdów. Wzrost liczby osób powracających z migracji zagranicznych wystąpił od 1996 r. – średnioroczne tempo wynosiło ok. 9% wszystkich powrotów z zagranicy.

Tabela 14. Wewnętrzne migracje długookresowe według źródeł utrzymania i województwa poprzedniego zamieszkania migrantów w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Źródło utrzymania w poprzednim miejscu zamieszkania				
		praca		niezarobkowe	inne dochody	nieustalone
		w rolnictwie	poza rolnictwem			
Ogółem	**86 644**	**14 054**	**62 879**	**7458**	**272**	**1981**
Dolnośląskie	7 953	1 255	5 594	860	25	219
Kujawsko-pomorskie	505	78	368	42	2	15
Lubelskie	1 022	240	637	125	2	18
Lubuskie	795	116	580	81	–	18
Łódzkie	2 057	341	1 448	224	4	40
Małopolskie	1 498	258	998	198	3	41
Mazowieckie	894	164	591	95	18	26
Opolskie	59 453	9 750	43 758	4473	173	1299
Podkarpackie	748	163	480	88	2	15
Podlaskie	158	26	107	21	–	4
Pomorskie	500	72	355	60	2	11
Śląskie	7 571	937	5 652	782	28	172
Świętokrzyskie	767	154	512	82	5	14
Warmińsko-mazurskie	432	102	258	53	–	19
Wielkopolskie	1 353	235	918	162	6	32
Zachodniopomorskie	652	110	434	79	1	28
Nieustalone	286	53	189	33	1	10

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Najczęstszym powodem zmiany miejsca zamieszkania były sprawy rodzinne – stanowiły 44,0% wszystkich migracji, następnie warunki mieszkaniowe – 35,2%. Praca była powodem dla 14,8% wyjazdów migracyjnych. Dla migracji zagranicznych również głównym powodem były sprawy rodzinne – 56,5%, ale już na drugim miejscu była praca –18,9%.

Tabela 15. Zagraniczne migracje długookresowe według źródeł utrzymania w obecnym miejscu zamieszkania, płci oraz kraju poprzedniego zamieszkania migrantów w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Źródło utrzymania w obecnym miejscu zamieszkania					
		praca		niezarobkowe	inne dochody	na utrzymaniu	nieustalone
		w rolnictwie	poza rolnictwem				
Ogółem	**1806**	**72**	**790**	**122**	**4**	**754**	**64**
w tym:							
Austria	16	–	8	–	1	2	5
Białoruś	16	1	9	1	–	5	–
Bułgaria	14	–	8	–	–	6	–
Czechy	34	–	22	1	–	11	–
Francja	36	–	16	3	1	13	3
Grecja	45	1	22	–	–	22	–
Jugosławia	15	–	6	–	–	6	3
Niderlandy	14	4	6	–	–	4	–
Niemcy	846	17	335	62	1	408	23
Rosja	40	3	18	5	–	12	2
Ukraina	276	21	135	16	–	95	9
Wielka Brytania	35	–	15	6	–	10	4
Włochy	29	3	10	1	–	15	–
Armenia	18	–	10	2	–	5	1
Kazachstan	76	7	26	10	–	32	1
Kanada	15	–	7	1	1	4	2
Stany Zjednoczone Ameryki	87	5	45	8	–	29	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Migranci długookresowi będący w wieku 25-44 lata w swoich poprzednich miejscach zamieszkania utrzymywali się głównie z pracy: przebywający za granicą w 62,5%, a w innych miejscach w kraju w 52,6%.

Kierunkami przemieszczeń w migracjach krajowych były najczęściej zmiany miejsca zamieszkania wewnątrz województwa opolskiego – zmiany te stanowiły 68,6% wszystkich migracji wewnętrznych; następnymi w kolejności były województwa dolnośląskie oraz śląskie. Najrzadziej wyjeżdżano do województwa podlaskiego i warmińsko-mazurskiego. Głównym źródłem utrzymania migrantów była praca poza rolnictwem (72,6%) oraz praca w rolnictwie (16,2%). Niezarobkowe źródło utrzymania posiadało 8,6%, a 0,3% utrzymywało się z dochodów uzyskiwanych z najmu lub własności.

Praca stanowiła przyczynę zmiany miejsca zamieszkania dla 14,8% migrantów wewnętrznych, w tym z powodu otrzymania bardziej atrakcyjnej oferty pracy miejsce zamieszkania zmieniło 9,7% migrantów, z powodu utraty pracy – 0,9%, zagrożenia bezrobociem – 0,7%, uciążliwych dojazdów – 1,8%.

Dla prawie połowy migrantów zagranicznych (46,8%) krajem poprzedniego zamieszkania (przed powrotem do naszego województwa) były Niemcy, a na następnym miejscu Ukraina (15,3%). Za granicą z pracy utrzymywało się 85,2% migrantów, 10,6% posiadało niezarobkowe źródła utrzymania.

Dla 56,5% migrantów zagranicznych przyczyną zmiany miejsca zamieszkania były sprawy rodzinne, w tym dla 15,5% zawarcie związku małżeńskiego; dla 18,9% praca, w tym dla 13,8% oferta bardziej atrakcyjnej pracy.

W 2002 r. dla 6,2 tys. migrantów obecne miejsce zamieszkania nie było docelowym. Chęć zmiany miejsca zamieszkania wyraziło 3,7 tys. mieszkańców miast i 2,6 tys. mieszkańców wsi. Spośród wszystkich przyczyn praca byłaby powodem dalszej migracji dla 32,5% osób, w tym z oferty bardziej atrakcyjnej skorzystałoby 23,2%, utrata pracy byłaby przyczyną dla 2,2%, zagrożenie bezrobociem dla 2,8%, a uciążliwe dojazdy do pracy stanowiłyby powód dalszej migracji dla 2,0%.

Spośród wszystkich migrantów chcących zmienić obecne miejsce zamieszkania największą grupę stanowiły osoby z wykształceniem średnim (ogólnokształcącym i zawodowym), następnie z zasadniczym zawodowym i wyższym.

Dla wszystkich osób, które chciałyby zmienić miejsce obecnego zamieszkania najważniejszymi wymienianymi przyczynami były warunki mieszkaniowe oraz praca – oferta bardziej atrakcyjnej pracy lub jej zmiana.

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

4.2. Osoby przebywające czasowo 12 miesięcy i dłużej, mieszkające stale w innym miejscu w kraju lub za granicą

W maju 2002 r. w województwie opolskim przez okres trwający 12 miesięcy i dłużej przebywało 9,4 tys. osób, dla których stałym miejscem zamieszkania było inne miejsce w kraju lub za granicą.

Wśród migrantów czasowych ponad połowę stanowiły kobiety. Więcej osób osiedliło się na wsi niż w miastach. W miastach mieszkało więcej kobiet, natomiast na wsi – mężczyzn. Dla większości (96,4%) migrantów stałym miejscem zamieszkania było inne miejsce w kraju.

Odsetek migrantów krajowych przemieszczających się w granicach tej samej gminy wynosił 8,1%, między gminami tego samego powiatu – 19,6%, między powiatami województwa opolskiego – 35,6%, a odsetek przybyłych z innych województw – 36,4%.

Osoby przybyłe z zagranicy najczęściej przyjeżdżały z Europy (89,9%).

Najliczniejszą grupę wśród przebywających czasowo stanowiły osoby młode w wieku 20-39 lat, natomiast najmniejszą osoby najstarsze, mające 65 lat i więcej.

Migranci czasowi w wieku 15 lat i więcej najczęściej pozostawali w związkach małżeńskich lub byli kawalerami i pannami.

Tabela 16. Migracje czasowe[a] według stanu cywilnego prawnego oraz płci i ekonomicznych grup wieku w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Stan cywilny prawny				
		kawalerowie, panny	żonaci, zamężne	wdowcy, wdowy	rozwiedzeni, rozwiedzione	pozostali
Ogółem	**7771**	**2392**	**4537**	**402**	**398**	**42**
w wieku:						
przedprodukcyjnym	258	256	2	–	–	–
produkcyjnym	6948	2107	4341	84	375	41
mobilnym	5943	1988	3649	27	244	35
niemobilnym	1005	119	692	57	131	6
poprodukcyjnym	565	29	194	318	23	1
mężczyźni	**3786**	**1147**	**2354**	**68**	**198**	**19**
kobiety	**3985**	**1245**	**2183**	**334**	**200**	**23**

[a]Dane dla osób w wieku 15 lat i więcej.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Przebywający czasowo w wieku 13 lat i więcej byli dobrze wykształceni – co druga osoba posiadała wykształcenie wyższe lub średnie, a co czwarta zasadnicze zawodowe. Kobiety były lepiej wykształcone od mężczyzn.

Tabela 17. Migracje czasowe[a] według poziomu wykształcenia, płci i ekonomicznych grup wieku w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Wykształcenie					
		wyższe	policealne	średnie		zasadnicze zawodowe	podstawowe
				zawodowe	ogólnokształcące		
Ogółem	**7956**	**1460**	**357**	**1814**	**826**	**2016**	**1305**
w wieku:							
przedprodukcyjnym	443	–	–	–	–	–	356
produkcyjnym	6948	1431	351	1738	787	1959	652
mobilnym	5943	1236	314	1478	726	1711	454
niemobilnym	1005	195	37	260	61	248	198
poprodukcyjnym	565	29	6	76	39	57	297
mężczyźni	**3881**	**747**	**85**	**885**	**262**	**1269**	**565**
kobiety	**4075**	**713**	**272**	**929**	**564**	**747**	**740**

[a]Dane dla osób w wieku 13 lat i więcej.

Źródło: opracowanie własne na postawie wyników NSP 2002.

Dla migrantów przebywających czasowo głównym źródłem utrzymania w ich stałym miejscu zamieszkania była praca (81,7%) oraz niezarobkowe źródło, z którego utrzymywało się 16,1% wszystkich przebywających w naszym województwie.

Głównym źródłem utrzymania osób przybyłych z zagranicy była w 71,0% praca poza rolnictwem, a niezarobkowe źródło posiadało 15,5%.

Dla przybyłych z terenu kraju głównym źródłem utrzymania w województwie opolskim była praca poza rolnictwem (42,7%) oraz pozostawanie na utrzymaniu (38,2%). Natomiast ponad połowa przybyłych z zagranicy pozostawała na utrzymaniu, a co trzecia osoba utrzymywała się z pracy poza rolnictwem.

Głównymi przyczynami przyjazdu migrantów do województwa opolskiego były: sprawy rodzinne, praca oraz warunki mieszkaniowe.

Tabela 18. Migracje czasowe według przyczyn przyjazdu, płci i kraju stałego zamieszkania w 2002 r.

Wyszczególnienie	Ogółem	Przyczyny					
		sprawy rodzinne	praca			warunki mieszkaniowe	edukacja
			razem	oferta bardziej atrakcyjnej pracy	pozostałe przyczyny		
Ogółem	**9379**	**3791**	**2228**	**1352**	**876**	**2201**	**728**
Polska	**9044**	**3612**	**2129**	**1280**	**849**	**2184**	**715**
Zagranica	**335**	**179**	**99**	**72**	**27**	**17**	**13**
Europa	**301**	**160**	**92**	**66**	**26**	**17**	**11**
Kraje:							
Unii Europejskiej	90	50	25	17	8	4	3
Europy Centralnej	23	15	3	3	–	3	2
Pozostałe kraje	188	95	64	46	18	10	6
Azja	**21**	**11**	**5**	**4**	**1**	–	**1**
Ameryka Północna i Środkowa	**9**	**6**	**1**	**1**	–	–	**1**
Ameryka Południowa	**2**	**1**	–	–	–	–	–
Afryka	**1**	**1**	–	–	–	–	–
Kraj nieustalony	**1**	–	**1**	**1**	–	–	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników NSP 2002.

Wśród wszystkich przyjazdów migracyjnych podjęcie pracy zawodowej było powodem przybycia do województwa opolskiego dla 23,5% osób z terenu kraju oraz 29,6% z zagranicy. Za pracą przybyło więcej mężczyzn niż kobiet. Ofertę bardziej atrakcyjnej pracy jako przyczynę przyjazdu wskazywało 1,4 tys. osób, a zagrożenie bezrobociem, uciążliwe dojazdy oraz utratę pracy po 0,2 tys. osób.

Z powodu oferty bardziej atrakcyjnej pracy najwięcej osób przyjechało z krajów europejskich. Wśród migrantów czasowych pracę jako przyczynę przyjazdu wskazywało 29,9% osób z wykształceniem wyższym, 26,6% ze średnim zawodowym oraz 21,1% z zasadniczym zawodowym. Z kraju za pracą przybyło 28,9% osób z wykształceniem wyższym, natomiast z zagranicy 49,5%.

Dla 30,1% migrantów czasowych obecne miejsce zamieszkania w województwie opolskim nie było docelowe. Jako najważniejsze przyczyny dalszej migracji wskazywano warunki mieszkaniowe oraz pracę. Z oferty otrzymania bardziej atrakcyjnej pracy skorzystałoby 25,2% osób, z powodu utraty pracy miejsce zmieniłoby 2,8%, zagrożenia bezrobociem – 2,3%, uciążliwych dojazdów – 1,4%.

Spośród wszystkich migrantów chcących zmienić miejsce zamieszkania 55,4% utrzymywało się z pracy poza rolnictwem, a 16,4% posiadało niezarobkowe źródło utrzymania. Migranci chcący zmienić obecne miejsce zamieszkania to przede wszystkim osoby z wykształceniem policealnym i średnim, wyższym oraz zasadniczym zawodowym.

5. Zakończenie

Migracje są czynnikiem wpływającym na kształt procesów społecznych, zmieniających rozmieszczenie ludności w przestrzeni. Ich wielkość i kierunki dostarczają danych dotyczących polityki przestrzennego zagospodarowania regionu i kraju. Liczba ludności, jaka w danym czasie przebywa poza granicami kraju, pozwala na określenie rozmiarów migracji według czasu ich trwania, w tym zwłaszcza długookresowych, trwających co najmniej 12 miesięcy. Migracje, przybierając trwały i nasilony charakter, powodują wiele zarówno pozytywnych, jak i negatywnych zmian w sferze ekonomicznej, demograficznej i społecznej. Nasilone procesy migracyjne powodują napięcia na lokalnych rynkach pracy, ograniczają podaż kwalifikowanej siły roboczej, powodują straty związane z kosztami kształcenia kadr, ale jednocześnie znoszenie barier mobilności może się okazać początkiem wieloletniego ożywienia gospodarczego prowadzącego do zmniejszania różnic w rozwoju społecznym i ekonomicznym regionów. Liczby dotyczące wielkości migrujących oraz wskaźniki natężenia wskazują na dużą mobilność ludności województwa opolskiego. Czynnikiem skłaniającym do migracji jest głównie brak pracy na rynkach Opolszczyzny, a także duże różnice w płacach, jakie otrzymują pracujący za świadczenie określonej pracy w kraju i za granicą.

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY

Nr 6 (12)

Specyfika województwa opolskiego polega na tym, że ogromna część migrantów wyjeżdża na podstawie niemieckich paszportów, a więc legalnie, ponieważ ludności autochtonicznej przysługuje prawo do legalnego zatrudnienia w Niemczech. Sprzyja migracjom również fakt powiązań rodzinnych i sąsiedzkich, szczególnie w Niemczech, a także bardzo widoczny w lokalnych środowiskach pozytywny klimat wokół migracji zarobkowych, pomimo negatywnych społecznie skutków, takich jak brak opieki nad dziećmi i długotrwałe dzielenie rodzin, które w konsekwencji mogą doprowadzić do osłabienia łączących je więzi oraz ich rozpadu.

Literatura

[1] *Raport z wyników spisów powszechnych*, Województwo Opolskie, Urząd Statystyczny w Opolu, Opole 2003.
[2] *Migracje ludności*, Województwo Opolskie. Urząd Statystyczny w Opolu, Opole 2004.

WAŻNIEJSZE DANE STATYSTYCZNE O WOJEWÓDZTWACH

Agnieszka Tarnowska

Urząd Statystyczny we Wrocławiu

ŚLĄSKI PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
Nr 6 (12)

PL ISSN 1644-6739

Wyszczególnienie		Dolnośląskie	Opolskie	Śląskie
Powierzchnia (w km^2)	1999	19 948	9412	12 294
	2006	**19 947**	**9412**	**12 334**
Polska = 100	1999	6,4	3,0	3,9
	2006	**6,4**	**3,0**	**3,9**
Ludność (stan w dniu 31 XII)				
w tys.	1999	2917,1	1074,2	4776,9
	2006	**2882,3**	**1041,9**	**4669,1**
Polska = 100	1999	7,6	2,8	12,5
	2006	**7,6**	**2,7**	**12,2**
w miastach (w %)	1999	71,5	52,7	79,3
	2006	**70,9**	**52,6**	**78,5**
na 1 km^2	1999	146	114	389
	2006	**145**	**111**	**379**
Kobiety na 100 mężczyzn	1999	108	106	106
	2006	**108**	**107**	**107**
Ludność według grup wieku (w %)				
0-19 lat	1999	27,2	28,1	26,9
	2006	**21,3**	**22,0**	**21,3**
20-44	1999	36,6	37,6	37,3
	2006	**36,8**	**37,9**	**37,2**
45-64	1999	24,0	23,0	24,6
	2006	**28,3**	**26,1**	**27,9**
65 lat i więcej	1999	12,2	11,3	11,2
	2006	**13,6**	**14,0**	**13,6**
Przyrost naturalny na 1000 ludności	1999	–1,0	0,2	–1,2
	2006	**–0,9**	**–0,9**	**–0,8**
Saldo migracji na 1000 ludności	1999	–0,5	–2,0	–1,7
	2006	**–1,3**	**–4,6**	**–2,6**
Pracujący (w tys.)	1999	1045,9	385,6	1842,7
	2006	**908,5**	**298,1**	**1529,2**
Polska = 100	1999	6,6	2,5	11,7
	2006	**7,1**	**2,3**	**12,0**

Wyszczególnienie		Dolnośląskie	Opolskie	Śląskie
Bezrobotni zarejestrowani w urzędach pracy				
w tys.	1999	203,4	59,5	210,3
	2006	**185,4**	**60,0**	**229,8**
stopa bezrobocia (w %)	1999	15,8	13,2	9,9
(stan na koniec roku)	**2006**	**16,8**	**16,3**	**12,8**
Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (dotyczy jednostek, w których liczba pracujących przekracza 9 osób)				
w zł	1999	1719	1627	1884
	2006	**2617**	**2368**	**2730**
Polska = 100	1999	96,1	90,9	105,3
	2006	**99,2**	**89,8**	**103,5**
Przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na 1 osobę w gospodarstwach domowych				
(w zł)	1999	580,91	507,19	597,22
	2006	**852,98**	**744,64**	**748,29**
Przeciętne miesięczne wydatki na 1 osobę w gospodarstwach domowych				
(w zł)	1999	603,74	555,21	607,22
	2006	**759,21**	**762,12**	**758,43**
Zasoby mieszkaniowe				
mieszkania na 1000 ludności	1999	318	299	333
	2006	**354**	**322**	**360**
powierzchnia użytkowa na 1 osobę	1999	19,3	21,4	20,1
	2006	**23,4**	**24,7**	**23,9**
Mieszkania oddane do użytku na 1000 ludności				
	1999	1,9	0,8	1,1
	2006	**3,2**	**1,3**	**1,8**
Oczyszczalnie ścieków				
obiekty	1999	325	109	396
	2006	**288**	**100**	**413**
ludność obsługiwana przez oczyszczalnie (w tys.)	1999	1997,5	528,9	2895,0
	2006	**2149,2**	**615,1**	**3189,0**

Wyszczególnienie		Dolnośląskie	Opolskie	Śląskie
Ochrona zdrowia (na 10 tys. ludności)				
lekarze medycyny	1999	25,5	16,5	25,8
	2006	**19,8**	**16,2**	**22,0**
lekarze stomatolodzy	1999	4,6	2,4	3,6
	2006	**3,2**	**3,1**	**3,1**
pielęgniarki	1999	63,4	48,4	54,0
	2006	**48,8**	**42,5**	**53,8**
łóżka w szpitalach ogólnych	1999	58,8	49,0	63,2
	2006	**47,1**	**40,0**	**57,0**
Liczba ludności na 1 sklep	1999	85	95	86
	2006	**98**	**109**	**103**
Użytki rolne (bez gruntów niestanowiących gruntów rolnych)				
w tys. ha	1999	1149	583	626
	2006	**977**	**566**	**469**
Polska = 100	1999	6,2	3,2	3,4
	2006	**6,1**	**3,5**	**2,9**
Lesistość (w %)	1999	28,1	26,2	31,7
	2006	**29,3**	**26,4**	**31,7**
Produkcja sprzedana (ceny bieżące)				
przemysł				
w mld zł	1999	27,1	10,5	72,4
	2006	**62,9**	**17,4**	**134,0**
Polska = 100	1999	6,6	2,5	17,6
	2006	**8,4**	**2,3**	**17,9**
budownictwo				
w mld zł	1999	5,3	1,5	11,8
	2006	**5,2**	**1,5**	**9,9**
Polska = 100	1999	6,9	2,0	15,2
	2006	**5,8**	**1,6**	**11,0**
Miejsca noclegowe w obiektach turystycznych zbiorowego zakwaterowania				
(w tys.)	1999	58,0	10,3	43,0
	2006	**45,0**	**7,5**	**35,2**
Turyści zagraniczni korzystający z noclegów				
(w tys.)	1999	310,2	42,0	177,6
	2006	**487,1**	**33,2**	**273,7**

Wyszczególnienie		Dolnośląskie	Opolskie	Śląskie
Uczący się języka jako przedmiotu obowiązkowego w szkołach podstawowych i ponadpodstawowych (w % uczniów ogółem)				
angielskiego	1999	39,8	44,7	56,9
	2006	**53,9**	**66,4**	**73,3**
francuskiego	1999	3,9	4,2	7,6
	2006	**3,3**	**2,1**	**5,1**
niemieckiego	1999	47,8	32,9	26,2
	2006	**46,1**	**34,8**	**28,2**
rosyjskiego	1999	7,5	6,7	8,4
	2006	**1,9**	**0,9**	**2,9**
Produkt krajowy brutto				
w mld zł	1999	48,5	14,5	85,6
	2005	**76,9**	**22,4**	**130,4**
na 1 mieszkańca (w tys. zł)	1999	16,3	13,3	17,6
	2005	**26,6**	**21,3**	**27,8**

Wyniki Narodowego Spisu Powszechnego 2002

Ludność według wykształcenia (w % ludności w wieku 13 lat i więcej)			
wyższe	9,9	8,0	8,9
średnie	29,9	24,9	28,9
zasadnicze zawodowe	23,3	26,1	26,8
Ludność według głównego źródła utrzymania (w % ludności województwa ogółem)			
pracujący	31,3	31,5	31,2
mający niezarobkowe źródło utrzymania	29,8	26,1	28,2
mający dochody z własności	0,1	0,1	0,1
z nieustalonego źródła	1,1	5,3	2,7
pozostający na utrzymaniu	37,7	37,0	37,8
Gospodarstwa domowe według głównego źródła utrzymania gospodarstwa (w % gospodarstw ogółem)			
praca najemna	49,0	50,7	46,9
w swoim gospodarstwie rolnym	2,3	4,1	0,8
niezarobkowe źródło utrzymania	45,6	40,3	46,2

Wyszczególnienie	Dolnośląskie	Opolskie	Śląskie
dochody z własności	4,5	5,4	4,8
z mieszkania	0,2	0,1	0,1
na utrzymaniu	0,7	3,5	2,0
Rodziny ogółem (w tys.)	619,0	222,8	992,1
w tym z dziećmi do 24 lat pozostającymi na utrzymaniu (w % ogółu)	75,0	73,2	76,1
Małżeństwa bez dzieci (w tys.)	76,0	33,1	130,2
Małżeństwa z dziećmi (w tys.)	348,0	131,1	614,6
Partnerzy bez dzieci (w tys.)	12,4	0,4	1,5
Partnerzy z dziećmi (w tys.)	1,6	2,8	12,4
Samotne matki z dziećmi (w tys.)	160,7	48,4	204,1
Samotni ojcowie z dziećmi (w tys.)	20,3	7,0	29,3
Niepełnosprawni ogółem (w tys.)	435,8	106,8	560,7
na 1000 ludności	150	100	118
Mieszkania (w tys.)	989,6	332,8	1654,2
zamieszkane	948,6	314,2	1572,8
Mieszkania wyposażone w instalacje (w % mieszkań zamieszkanych)			
wodociąg	98,1	98,3	98,6
gaz z sieci	67,5	47,0	64,7
centralne ogrzewanie	76,1	79,9	79,5
Przeciętna liczba osób w jednym mieszkaniu	3,07	3,38	3,02
Przeciętna powierzchnia użytkowa 1 mieszkania (w m^2)	65,6	76,8	65,4

Uwaga

W padzierniku 2007 r. Główny Urząd Statystyczny upowszechnił, przeliczone na podstawie wyników Narodowego Spisu Powszechnego 2002, dane o liczbie i strukturze ludności według stanu na dzień 31.12.1999 r. W związku z tym informacje o liczbie ludności oraz większość wskaźników podawanych w przeliczeniu na liczbę ludności i publikowanych wcześniej dla roku 1999 uległy zmianie.