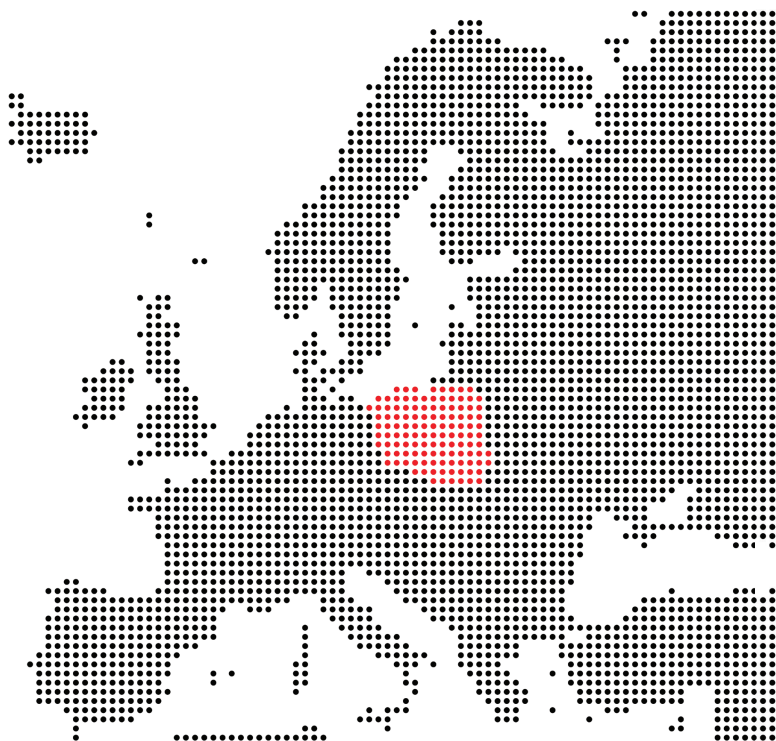


Ekonomia

Regionalne analizy ekonomiczne

pod redakcją

Barbary Dańskiej-Borsiak i Iwony Laskowskiej



Zależności przestrzenne w kształtowaniu się procesów migracyjnych w wybranych miastach Europy¹

<http://dx.doi.org/10.18778/8088-052-8.02>

Elżbieta Antczak*, Karolina Lewandowska-Gwarda**

Wprowadzenie

W XXI w. Europa stała się kontynentem, na którym swobodny przepływ ludności jest nie tylko możliwy, ale również powszechny. Wspólna strefa Schengen, zjednoczenie krajów w ramach Unii Europejskiej oraz stopniowe wprowadzanie wspólnej waluty sprawiły, że mieszkańcy Europy coraz częściej i chętniej zmieniają miejsce zamieszkania. W latach 2001–2008 poziom migracji netto w Unii Europejskiej był nawet wyższy, niż w Stanach Zjednoczonych.

W literaturze przedmiotu najczęściej rozpatruje się problematykę migracji w kontekście kraju (migracje zewnętrzne) bądź regionu (migracje wewnętrzne), rzadko natomiast badania empiryczne dotyczą miast². W 1960 r. na terenach zurbanizowanych mieszkało zaledwie 34% ludności świata. Szacuje się, że obecnie odsetek ten wynosi ponad 54. Według

* Dr, Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii Przestrzennej.

** Dr, Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii Przestrzennej.

1 Zamieszczone w artykule wyniki są częścią obszernego badania, którego rezultaty zaprezentowano podczas 7. Seminarium im. prof. J.H.P. Paelincka, 20–21.11.2014 r. w Zaragozie, <http://metodos.upct.es/7JP/Program/index.html>.

2 Jedynie problematyka migracji ludności z terenów wiejskich do miast jest szeroko omówiona w literaturze przedmiotu.

prognoz, w 2050 roku wzrośnie nawet do 70³. Z uwagi na to, że przyrost naturalny w Europie jest bardzo niski (w 2013 r. wyniósł 0,212%)⁴, zasadniczy wpływ na liczbę mieszkańców terenów zurbanizowanych mają obecnie migracje.

Dynamicznie rozwijające się miasta europejskie przyciągają ludność z całego świata. Charakteryzują się wysokim poziomem zarówno imigracji, jak i emigracji. Ludność napływa do dużych miast w celu zdobycia edukacji na prestiżowych uczelniach oraz dobrej pracy. Częstym motywem jest również chęć przebywania w tętniących energią miastach, które są ośrodkami kultury i rozrywki. Mieszkańcy miast europejskich, szczególnie ci młodzi, posiadający wysokie wykształcenie i znający języki obce, są obecnie bardzo mobilni, skłonni do podróżowania i niejednokrotnej zmiany miejsca pobytu. Według szacunków, w najważniejszych europejskich miastach tj. Londyn, Frankfurt, Amsterdam i Bruksela, ponad 25% mieszkańców to ludność napływowa tylko w tzw. pierwszym pokoleniu (European Urban Knowledge Network 2012: 8). Migracje mają zatem zasadniczy wpływ na kształt obecnych miast – ich wielkość, liczbę mieszkańców oraz rzeczywistość społeczną, kulturową, polityczną i ekonomiczną.

Zasadniczym celem artykułu jest weryfikacja tezy o występowaniu zależności przestrzennych w kształtowaniu się migracji zagranicznych w wybranych miastach europejskich. Realizacja celu wymagała opracowania kilku macierzy wag przestrzennych, które w odmienny sposób opisują wielokierunkowe i wielopoziomowe zależności istniejące pomiędzy miastami europejskimi. Istotnym elementem analizy było porównanie, na podstawie statystyki Morana, wyników uzyskanych przy zastosowaniu poszczególnych macierzy (siły i kierunku zależności). Umożliwiło to identyfikację miast, które w badanym okresie odgrywały znaczącą rolę w kształtowaniu się salda migracji, przyciągając potencjalnych migrantów i generując korzyści dla miast sąsiednich (zgodnie z przyjętą macierzą wag). Wskazano również miasta, w których odpływ ludności był spowodowany występowaniem owych zależności przestrzennych.

Badaniem objęto 271 europejskie miasta, w latach 2005–2012. Analizowaną zmienną było saldo migracji na 1000 mieszkańców.

3 Dane publikowane przez Global Health Observatory: http://www.who.int/gho/urban_health/situation_trends/urban_population_growth_text/en/ (odczyt z dnia: 12.02.2015 r.).

4 Dane publikowane przez World Population Statistic: <http://www.worldpopulationstatistics.com/europe-population-2013/> (odczyt z dnia: 12.02.2015 r.).

1. Przestrzenne procesy migracyjne w literaturze

Aspekty związane z przyczynami, skutkami i kierunkami przepływów ludności są częstym tematem dyskusji politycznych i akademickich. Procesy migracji nasilają się w Europie, a wiele krajów jest zarówno źródłem, jak i celem migracji. Jednakże, w literaturze przedmiotu niewiele miejsca poświęca się analizom empirycznym opracowanym na podstawie danych statystycznych dotyczących przepływów ludności w miastach europejskich, które wykorzystują narzędzia statystyki i ekonometrii przestrzennej.

Podobne do prezentowanych w niniejszym artykule, analizy salda migracji w miastach europejskich z zastosowaniem metod przestrzennych opisano, m.in. w publikacjach autorstwa Scardaccione (Scardaccione i inni, 2010), czy też Murgante oraz Borruso (Murgante, Borruso, 2012). Weryfikacji poddano wówczas zależności przestrzenne w kształtowaniu się liczby cudzoziemców w odniesieniu do ogółu rezydentów we włoskich ośrodkach miejskich. Jednakże badania prowadzone były bez uwzględnienia przepływów międzynarodowych.

W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele publikacji prezentujących wyniki badań nad procesami migracyjnymi w miastach, jednak w większości pomijają one kwestię zależności przestrzennych (np. Zimmer, 2009). Dostępne są również opracowania prezentujące wyniki analiz dotyczących uwarunkowań i efektów migracji przeprowadzone na wyższych poziomach administracyjnych niż miasta tj. kraju czy regionu, z użyciem metod ilościowych – nie przestrzennych (np. Nijkamp, Spiess, 1995; Bailey, Livingston 2007; Martinho 2011) oraz przestrzennych tj. eksploracyjna analiza danych przestrzennych, czy modele regresji przestrzennej (np. Chi, Marcouiller, 2009; Tsegai, Le Bao, 2010).

W polskiej literaturze przedmiotu można znaleźć opracowania, które koncentrują się na analizie migracji według danych obszarowych (tj. kraj, podregion, powiat), nie prowadzono dotychczas analiz przestrzennych dotyczących salda migracji zagranicznych w miastach. Badano natomiast wpływ czynników społeczno-gospodarczych i przestrzennych na wielkość migracji zagranicznych na poziomie powiatów aplikując przestrzenny model SUR (Lewandowska-Gwarda, 2013), migracje do podregionów (Dańska-Borsiak, 2013), zmian strukturalno-geograficznych w wielkości migracji w polskich podregionach (Lewandowska-Gwarda, Antczak, 2015) oraz w wybranych państwach europejskich (Antczak, Lewandowska-Gwarda, *złożone do druku*) z użyciem dynamicznej przestrzennej

metody przesunięć udziałów. Ponadto, opublikowano artykuły dotyczące modelowania procesów migracyjnych z wykorzystaniem modelu grawitacji (Pietrzak i inni, 2012; Pietrzak i inni, 2013).

2. Baza danych statystycznych

Badanie przepływu ludności w miastach europejskich przeprowadzono na podstawie danych statystycznych zaczerpniętych z Europejskiego Urzędu Statystycznego. Analizowaną zmienną jest saldo migracji zagranicznych (NM_{it}) w danym mieście i ($i = 1, \dots, 271$)⁵ oraz danym roku t ($t = 2005, \dots, 2012$), skorygowane o wielkość zmian demograficznych w przeliczeniu na 1000 mieszkańców.

Saldo migracji przyjmuje wartości dodatnie w momencie, gdy liczba imigrantów przewyższa liczbę emigrantów (wówczas z punktu rozwoju gospodarczego regionu jest jego stymulantą) lub ujemne, gdy liczba imigrantów jest niższa od liczby osób emigrujących (jest wówczas destymulantą rozwoju). Z uwagi na to, że w zaawansowanej analizie struktury sald trudno o jednoznaczną interpretację zjawiska, gdyż przyjmuje ono zarówno wartości ujemne, jak i dodatnie oraz dodatkowo zazwyczaj brak jest ciągłej tendencji (trendu) w kształtowaniu się poziomu badanej zmiennej w czasie na potrzeby analiz dokonano transformacji zmiennej. Ujemne wartości salda migracji przekształcono w stymulanty, poddając je standaryzacji według wzoru: $NM_{it}^* = (1/| - NM_{it}|)/1000$. W ten sposób początkowe (surowe) ujemne wartości salda przyjęły dodatnie, lecz odpowiednio niskie wartości.

Analizy prowadzono na danych rocznych (dla każdego roku osobno). Jednak ze względu na obszerność zagadnienia wprowadzono również zmienną uśrednioną po latach dla każdego miasta (NM_{24v})⁶. W procesie budowy macierzy odległości ekonomicznej wykorzystano również informacje statystyczne na temat Produktu Krajowego Brutto w danym mieście i ($i = 1, \dots, 271$) oraz danym roku t ($t = 2005, \dots, 2012$).

Baza danych statystycznych wykorzystana w badaniu zbudowana jest zatem z informacji na temat salda migracji (NM_v , NM_{it} , NM_{it}^*) oraz PKB w 271 miastach europejskich, w latach 2005–2012.

5 Miasta wyspecyfikowano ze względu na dostępność danych statystycznych w badanym okresie.

6 Jest to powszechnie stosowana procedura w badaniach opartych na szeregach czasowych (zob. np. Mayda 2007: 8–10).

3. Opis wykorzystanych metod badawczych

Statystyka Morana I jest powszechnie stosowaną miarą służącą do testowania globalnych zależności przestrzennych według schematu opisanego macierzą wag W (Moran 1950). W 1973 r. Cliff i Ord, po raz pierwszy przedstawili możliwości tej miary, modyfikując ją na potrzeby analiz przestrzennych (Cliff, Ord 1973). Statystykę Morana I oblicza się według wzoru:

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

gdzie:

n – liczba obserwacji;

x_i, x_j – wartości zmiennej x w lokalizacjach i i j ;

\bar{x} – średnia wartość obserwacji x_i ;

w_{ij} – elementy przestrzennej macierzy wag W ;

z – wektor, który przyjmuje postać: $z = \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \\ \dots \\ z_n \end{bmatrix}$, gdzie $z_i = x_i - \bar{x}$.

Elementy macierzy odległości (macierzy dystansu) lub sąsiedztwa są liczbami całkowitymi i dodatnimi. Taka reprezentacja interakcji pomiędzy obserwacjami przestrzennymi jest więc podobna do zastosowania opóźnień w analizie szeregów czasowych (por. Antczak, 2013). Jeżeli w macierzy duża waga odpowiada dużej rzeczywistej korelacji, wówczas wartość statystyki Morana I jest wysoka. Jeżeli sąsiadujące obiekty przestrzenne (kraje, regiony, województwa, powiaty) są do siebie podobne, czyli tworzą klastry, wartość statystyki jest dodatnia. Jeżeli obiekty są różne (ich układ w przestrzeni jest regularny, nie tworzą skupień) wartość statystyki jest ujemna. W przypadku, gdy korelacja między sąsiadującymi wartościami nie występuje, wówczas wartość oczekiwana jest bliska zeru (jest to szczególnie widoczne wraz ze wzrostem liczby obserwacji). Wartość statystyki Morana I należy do przedziału $\langle -1, 1 \rangle$. Zazwyczaj osiąga wartości mniejsze od ± 1 . W celu weryfikacji hipotez dotyczących występowania autokorelacji przestrzennej (H_0 : obserwowane wartości zmiennej są rozmieszczone w sposób losowy zatem pomiędzy

poszczególnymi lokalizacjami nie występuje autokorelacja przestrzenna, H_1 : autokorelacja przestrzenna występuje) przeprowadza się tzw. testy randomizacji⁷.

Lokalna autokorelacja wskazuje natomiast na zależności przestrzenne danej zmiennej w konkretnej lokalizacji z otoczeniem, czyli z wartościami tej zmiennej w lokalizacjach sąsiednich (według przyjętej macierzy W). Miernikami lokalnej autokorelacji są indeksy LISA, które opracował Anselin (1995), należą do nich m.in. lokalna statystyka Morana I_i .

Statystyka globalna i lokalna autokorelacji przestrzennej, wskazując na statystycznie istotne skupienia podobnych wartości w sąsiadujących lokalizacjach, w badaniu salda migracji umożliwi m.in. ocenę założeń stacjonarności, czyli bardziej szczegółowy wgląd w strukturę rozmieszczenia przestrzennego badanej zmiennej w miastach Europy. Pozwoli na rozpoznanie nie tylko lokalnej autokorelacji, lecz również wzorców heterogeniczności, identyfikację obszarów niestacjonarności, obserwacji nietypowych, skupień dużych i małych wartości, jednorodnych podobszarów (reżimów przestrzennych) oraz dekompozycję miary globalnej na części dotyczące poszczególnych lokalizacji.

Jednym z głównych problemów w analizach przestrzennych jest precyzyjne określenie oraz zdefiniowanie macierzy wag⁸. Problem ten wynika z podstawowej cechy macierzy, jaką jest egzogeniczność – odzwierciedlanie wiedzy a priori (Getis, Aldstad 2004: 148) o powiązaniach przestrzennych zmiennej losowej (tu wielkości salda migracji). Specyfikacja elementów macierzy wag przestrzennych najczęściej jest subiektywną decyzją badacza (Suchecki red. 2010). Zatem, by scharakteryzować przestrzenną strukturę zachodzących procesów migracyjnych (zagranicznych) w wybranych miastach Europy, zbudowano trzy macierze zależności przestrzennych (macierz kierunkową sąsiedztwa, odległości geograficznej i ekonomicznej). Bazowano tu głównie na uzasadnieniach merytorycznych. Jednakże, w procesie precyzyjnego doboru wartości wag, czy też elementów macierzy W , zastosowano również metody analizy danych punktowych z zakresu statystyki przestrzennej i geostatystyki, tj. trend powierzchniowy, elipsę odchylenia standardowego oraz korelogram.

7 Algorytm testu w: Anselin, Bera, 1998; Le Gallo, Ertur, 2003.

8 Le Sage, 2014, <https://www.gate.cnrs.fr/IMG/pdf/Lesage2014.pdf> (data odczytu: 09.07.2014 r.).

4. Macierze wag przestrzennych

4.1. Macierze odległości geograficznej

Odległości geograficzne (od środków geograficznych miast Europy), na podstawie których zbudowano dwie macierze wag przestrzennych, dobrano w oparciu o istniejące, istotne statystycznie zależności przestrzenne charakteryzujące opisywane zjawisko. W celu oceny zasięgu autokorelacji przestrzennej wykreślono korelogram przedstawiający wartości wskaźnika Morana I dla określonych przedziałów odległości pomiędzy porównywanymi lokalizacjami. Korelogram opracowano dla indywidualnych 40 przedziałów odległości, gdzie przybliżone przedziały ufności I wyliczono z 999 symulacji (permutacji wykonanych metodą Monte Carlo), tablica 1.

Z danych zamieszczonych w tabeli 1 wynika, że dla indywidualnych przedziałów odległości istotna statystycznie autokorelacja przestrzena charakteryzująca saldo migracji w miastach w Europie nie sięgała dalej niż 4000 km, a odległość między dwoma skrajnie oddalonymi od siebie analizowanymi miastami wynosi 5800 km, są nimi: Las Palmas w Hiszpanii oraz Tromsø w Norwegii. Natomiast w trzech przedziałach: 94–420 km, 793–914 km oraz 2035–2601 km, wartość autokorelacji przestrzennej analizowanej zmiennej cechowało prawdopodobieństwo przypadkowości mniejsze niż 5% – zatem istotne statystycznie zależności przestrzenne. Pierwszą, spośród wyżej wskazanych, klasę odległości charakteryzowała malejąca wraz z odległością dodatnia autokorelacja przestrzena (Moran I od 0,22 do 0,10). Świadczy to o istnieniu pewnej koncentracji kilku wiodących miast (ze względu na dodatnie saldo migracji, czy też większą liczbę imigrantów, niż emigrantów), których siła powiązań przestrzennych maleje wraz z odległością. Przyczyną może być szereg czynników decydujących o atrakcyjności danego regionu i w ten sposób kreowana koncepcja rozwoju regionalnego o charakterze rdzenia i peryferii. Z kolei, dwie pozostałe klasy odległości geograficznej (793–914 km oraz 2035–2601 km) między sąsiadującymi miastami cechował wzorzec negatywnej autokorelacji przestrzennej. Zatem miasta usytuowane w takich odległościach charakteryzowały się zróżnicowaniem pod względem salda migracji. Podsumowując, z rezultatów analizy wynika, iż migracje mogą mieć charakter lokalny (procesy migracyjne zachodzą na bliskie odległości, np. do 420 km) oraz globalny – przestrzenne i istotne statystycznie zróżnicowanie poziomu salda migracji sięga do ponad 2600 km. Z uwagi na to opracowano dwie macierze odległości geograficznej: W_1 – macierz wag zbudowana

Tablica 1. Wartości korelogramu dla kształtowania się wielkości salda migracji

Klasa	Dystans	Moran I	p-value	I (max)	I/I(max)
1	94	0,22	0,005	0,715	0,314
2	218	0,18	0,005	0,747	0,237
3	296	0,18	0,005	0,746	0,243
4	362	0,17	0,005	0,686	0,241
5	420	0,10	0,005	0,627	0,151
6	474	0,05	0,154	0,54	0,084
7	524	0,04	0,039	0,572	0,012
8	573	0,06	0,036	0,595	0,107
9	620	0,03	0,318	0,513	0,067
10	666	0,02	0,503	0,556	0,04
11	709	-0,08	0,021	0,615	-0,126
12	752	0,03	0,344	0,576	0,051
13	793	-0,07	0,021	0,583	-0,125
14	834	-0,08	0,021	0,556	-0,141
15	874	-0,07	0,031	0,629	-0,117
16	914	-0,11	0,005	0,619	-0,18
17	953	-0,03	0,277	0,588	-0,056
18	993	-0,06	0,046	0,663	-0,094
19	1035	-0,03	0,303	0,613	-0,054
20	1077	-0,1	0,01	0,6	-0,167
21	1120	-0,04	0,267	0,62	-0,067
22	1163	-0,002	0,964	0,609	-0,004
23	1207	-0,02	0,472	0,613	-0,039
24	1252	-0,04	0,256	0,631	-0,065
25	1299	0,03	0,405	0,587	0,046
26	1346	0,03	0,482	0,579	0,046
27	1397	0,10	0,01	0,614	0,166
28	1450	-0,01	0,892	0,622	-0,008
29	1505	0,02	0,569	0,643	0,028
30	1562	-0,01	0,836	0,645	-0,012
31	1621	0,02	0,585	0,696	0,026
32	1684	0,04	0,174	0,693	0,063
33	1752	-0,03	0,349	0,66	-0,042
34	1829	-0,04	0,215	0,643	-0,062
35	1920	-0,02	0,554	0,686	-0,031
36	2035	-0,14	0,005	0,765	-0,184
37	2171	-0,15	0,005	0,856	-0,173
38	2337	-0,15	0,005	0,832	-0,183
39	2601	-0,11	0,005	0,991	-0,111
40	3959	-0,03	0,267	0,863	-0,03

Źródło: opracowanie własne w programie SAM.

na podstawie odległości od wyznaczonych środków geograficznych poszczególnych miast Europy o promieniu okręgu do 420 km długości oraz W_2 – gdzie wagi ustalono w zależności od odległości geograficznych od środka geograficznego konkretnego miasta i jednostek zawartych w okręgu o promieniu o do 2600 km.

4.2. Macierz odległości ekonomicznej

Macierz odległości ekonomicznej (W_3) opracowano w na podstawie poziomu informacji mówiących o poziomie rozwoju miasta. Jako wskaźnik rozwoju przyjęto poziom produktu krajowego brutto na mieszkańca w euro, w cenach stałych z 2005 r. (uśrednionym po latach). Za miasto bogate uznano takie, w którym poziom PKB per capita przekroczył wartość lub wyniósł dokładnie tyle, co poziom trzeciego kwartyła (obliczonego ze średnich poziomów PKB wszystkich analizowanych miast), czyli 30526 euro per capita. Zatem miasta najbogatsze stanowią miejsca strategiczne dla potencjalnych migrantów (bez względu na bezpośrednie czy też pośrednie sąsiedztwo z rodzimym regionem). W macierzy wag wstawiono „jedynekę”, dla miasta, w którym średni poziom PKB przekraczał bądź wyniósł dokładnie tyle co kwartył trzeci oraz gdy znalazło się ono w macierzy w punkcie przecięcia z regionem o niższym poziomie miary, bądź takim samym lub wyższym od PKB (gdyż potencjalna osoba migrująca wybrałaby region zamożniejszy). „Zero” wpisano dla jednostek, w których wielkość PKB była niższa, niż wartość trzeciego kwartyła PKB w miastach europejskich, ale tylko wówczas, gdy w macierzy miasto to znalazło się w punkcie przecięcia z miastem charakteryzującym się również niskim bądź niższym poziomem zmiennej.

Wartości wag w macierzach W_1 – W_3 wyznaczono w taki sposób, że ich suma w poszczególnych wierszach jest równa jedności.

5. Interpretacja wyników analiz

Przeprowadzona analiza wskazuje na występowanie istotnych i zróżnicowanych zależności przestrzennych w kształtowaniu się poziomu migracji (różnych dla poszczególnych lat badania oraz warunkowanych rodzajem macierzy W), tablica 2.

Tablica 2. Wartości globalnej statystyki Morana I dla zmiennych NM^* i NM_{av}^* z zastosowaniem różnych macierzy wag przestrzennych

NM^*		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	NM_{av}^*
W_1	Moran I	0,18	0,09	0,15	0,07	0,0004	0,05	0,07	0,09	0,07 (+)
	p -value	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0,32	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
W_2	Moran I	0,02	-0,04	0,01	0,002	-0,06	-0,06	-0,01	-0,01	0,001 (+)
	p -value	<0,01	0,55	<0,01	<0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	<0,01
W_3	Moran I	-0,002	-0,005	-0,002	-0,002	-0,03	-0,08	-0,09	-0,09	-0,03 (-)
	p -value	0,59	-0,77	0,59	0,68	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01

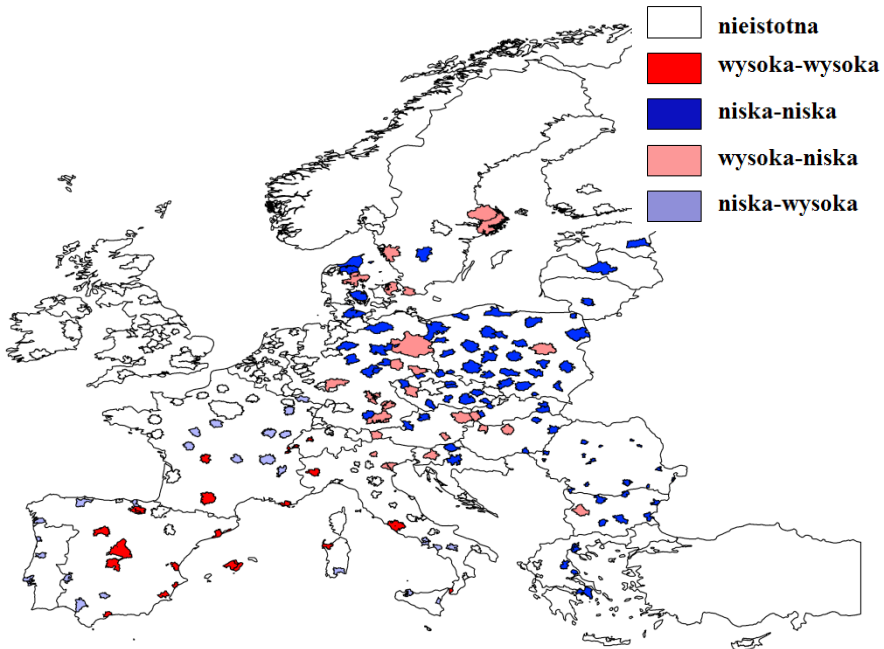
poziom istotności $\alpha = 0,05$, kolor szary – wartości istotne statystycznie

Źródło: opracowanie własne.

Aplikując macierze wag przestrzennych bliskich (W_1) oraz dalekich (W_2) odległości geograficznych otrzymano dodatnie i statystycznie istotne wartości statystyki Morana I . W latach 2005–2008, 2010–2012 według macierzy W_1 oraz w latach 2005, 2007–2008 dla macierzy W_2 miasta wykazują tendencję do grupowania się w przestrzeni pod względem zbliżonych poziomów salda migracji. Zatem można twierdzić, że migracja ludności odbywa się na stosunkowo niewielkie, jak i dalekie odległości geograficzne, ale siła tych zależności maleje wraz z odległością (według przyjętej macierzy W_2 , wartości istotnego statystycznie indeksu autokorelacji mieszczą się w przedziale od 0,002 do 0,02). Większa siła zależności cechuje saldo migracji dla bliższego sąsiedztwa miast zdefiniowanego elementami macierzy W_1 (wartości Morana I należą do przedziału od 0,05 do 0,18). Uzyskane rezultaty potwierdzono również istotnymi statystycznie wartościami Morana I obliczonymi dla uśrednionej po latach wielkości zmiennej NM_{av}^* . Z kolei, aplikacja macierzy odległości ekonomicznej W_3 skutkowałą uzyskaniem statystycznie istotnych, ale ujemnych wartości globalnej statystyki Morana I (w latach 2009–2012). Świadczy to o polaryzacji miast pod względem poziomu analizowanej zmiennej. Zatem na badanym obszarze jednostki o zbliżonym potencjale ekonomicznym nie wykazywały do siebie podobieństwa.

Kształtowanie się globalnej autokorelacji przestrzennej jest uwarunkowane lokalnymi reżimami przestrzennymi. Na mapach 1–3 zaprezentowano lokalne indeksy autokorelacji przestrzennej, wyznaczone na podstawie macierzy W_1 – W_3 .

W przypadku przyjętej macierzy bliższych odległości geograficznych W_1 uzyskano obszerny obraz lokalnych współzależności przestrzennych w kształtowaniu się średniego poziomu salda migracji w latach 2005–2012, mapa 1, tablica 3.



Uwagi: przyjęto poziom istotności od 0,01 do 0,05; miasta Lefkosia i Tromsø zostały usunięte (brak istotności statystycznej). Mapę w kolorze można uzyskać od autora: wiszniowska@uni.lodz.pl.

Mapa 1. Indeksy LISA dla NM_{av}^* i W_1

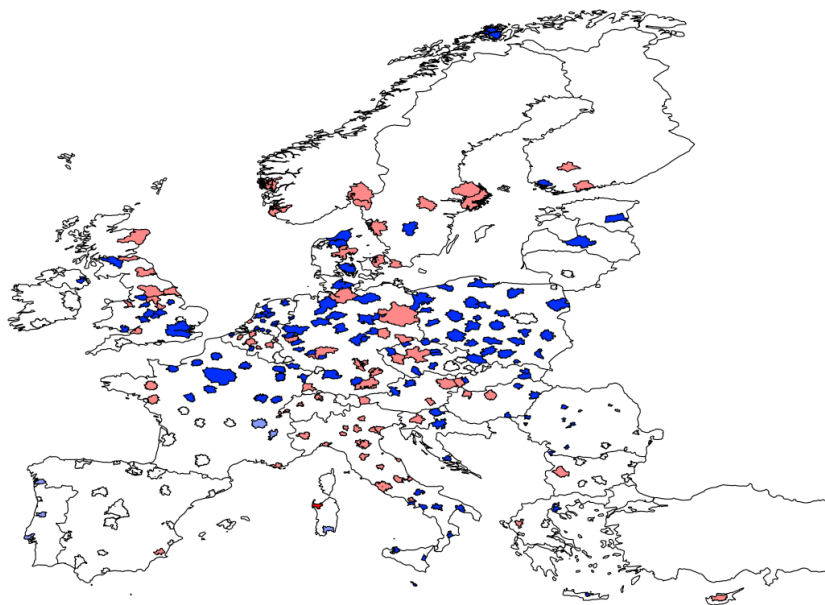
Źródło: opracowanie własne.

Tablica 3. Przykłady miast wyznaczonych na podstawie LISA dla NM_{av}^* i W_1

<p>wysoka-wysoka: Hiszpania (Madrid, Valladolid, Toledo, Valencia, Las Palmas), Francja (Limoges, Toulouse, Toulon), Włochy (Turin, Rome, Sassari);</p> <p>wysoka-niska: Polska (Warszawa), Bułgaria (Sofia), Austria (Vienna, Graz), Czechy (Prague), Niemcy (Plzen, Berlin, Leipzig, Dresden), Węgry (Budapest, Győr), Słowenia (Ljubljana), Słowacja (Bratislava);</p>	<p>niska-niska: Czechy (Brno, Ostrava, Olomouc, Pardubice, Zlín), Polska (wszystkie poza Warszawą), Niemcy (Hannover, Weimar, Erfurt, Magdeburg, Göttingen), Grecja (Athens, Thessaloniki, Larisa, Kawała), Łotwa (Kaunas), Litwa (Riga), Rumunia (Cluj-Napoca, Timisoara, Craiova, Braila, Arad, Sibiu), Węgry (Miskolc, Debrecen, Szeged), Dania (Aalborg), Słowenia (Maribor), Estonia (Tallinn), Chorwacja (Zagreb), Bułgaria (Stara Zagora, Varna, Pleven Ruse), Szwecja (Jönköping).</p> <p>niska-wysoka: Portugalia (Porto, Lisbon, Coimbra, Setúbal), Hiszpania (Oviedo, Bilbao, Córdoba), Francja (Tours, Clermont-Ferrand, Orléans, Poitiers, Grenoble, Dijon), Niemcy (Saarbrücken), Włochy (Potenza).</p>
---	---

Źródło: opracowanie własne na podstawie mapy 1.

Rezultaty lokalnych interakcji przestrzennych opisanych przy zastosowaniu macierzy W_2 (dalekich odległości) przedstawiono na mapie 2.



Uwagi: przyjęto poziom istotności od 0,01 do 0,05; miasta Lefkosia i Tromsø zostały usunięte (brak istotności statystycznej). Legenda do mapy, zob. mapa 1. Mapę w kolorze można uzyskać od autora: wiszniewska@uni.lodz.pl.

Mapa 2. Indeksy LISA dla NM_{av}^* i W_2

Źródło: opracowanie własne.

W badanym okresie, migracja ludności na dalekie odległości również skutkuje tworzeniem się klastrów miast w Europie o zbliżonym do siebie – głównie niskim poziomie badanego zjawiska, tablica 4.

Tablica 4. Przykłady miast wyznaczonych na podstawie LISA dla NM_{av}^* i W_2

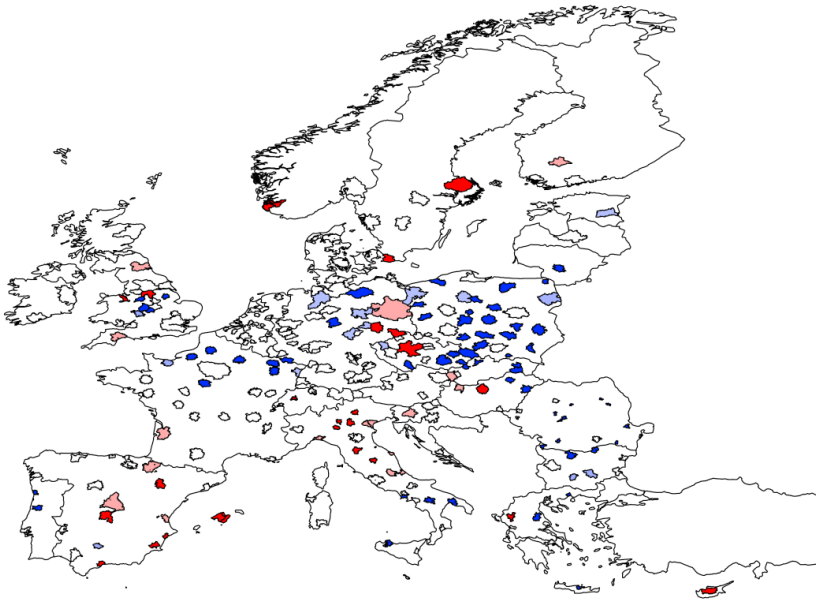
wysoka-wysoka: Hiszpania (Las Palmas, Santa Cruz de Tenerife), Włochy (Sassari);
wysoka-niska: Belgia (Antwerp, Gent, Namur, Brussels, Liège), Austria (Vienna, Graz),
 Bułgaria (Sofia), Niemcy (München, Köln, Frankfurt am Main, Nürnberg, Leipzig, Dresden,
 Karlsruhe, Regensburg, Mainz), Francja (Nantes, Rennes, Toulon), Hiszpania (Murcia), Cypr
 (Lefkosia), Czechy (Prague, Plzen), Grecja (Ioannina), Węgry (Budapest, Győr), Luxemburg,
 Szwajcaria (Bern, Zürich, Geneva, Lausanne), Włochy (Verona, Reggio di Calabria, Padua,
 Venice, Turin, Rome, Sassari), Holandia (Hague), Polska (Warszawa), Słowenia (Ljubljana),
 Słowacja (Bratislava), Wielka Brytania (Bristol, Cambridge, Wrexham, Nottingham,
 Edinburgh, Scheffield, Newcastle upon Tyne, Aberdeen, Kingston upon Hull, Bradford-Leeds),
 Szwecja (Malmö, Stockholm, Heerlen, Breda, Göteborg, Uppsala, Örbero), Norwegia (Oslo,
 Bergen, Stavanger), Finlandia (Helsinki, Tampere).

niska-niska: Polska (Płock, Koszalin, Łódź, Kraków, Poznań, Gdańsk, Szczecin, Bydgoszcz), Czechy (Brno, Ostrava, Olomouc, Liberec, Ceskie Budejovice), Niemcy (Stuttgart, Schwerin, Weimar, Erfurt, Augsburg, Halle an der Saale, Magdeburg), Austria (Linz, Salzburg), Francja (Strasbourg, Rouen, Orléans, Tours, Nancy, Metz, Dijon, Amiens), Belgia (Brugge, Charleroi), Wielka Brytania (Cardiff, Belfast, Lincoln, Portsmouth, Leicester), Rumunia (Cluj-Napoca, Timisoara, Arad, Targu Mures), Słowacja (Košice, Prešov), Słowenia (Maribor), Norwegia (Tromsø), Szwecja (Jönköping), Finlandia (Turku), Włochy (Salerno, Campobasso, Catanzaro, Tarnato, Potenza), Węgry (Miskolc, Debrecen, Szeged), Chorwacja (Zagreb, Split), Łotwa (Riga), Grecja (Thessaloniki), Estonia (Tallinn); Dania (Odense, Aalborg);

niska-wysoka: Portugalia (Lisbon), Włochy (Cagliari, Turin), Francja (Lyon, Grenoble), Szwajcaria (Geneva), Hiszpania (Vigo, Lausanne).

Źródło: opracowanie własne na podstawie mapy 2.

Z kolei, według macierzy odległości ekonomicznej, dla uśrednionych po latach wielkości salda migracji uzyskano ujemną i istotną statystycznie wartość globalnego indeksu Morana I . Lokalnych współzależności przestrzennych, uwzględniających potencjał ekonomiczny zaprezentowano na mapie 3 i w tabeli 5.



Uwagi: przyjęto poziom istotności od 0,01 do 0,05; miasta Lefkosia i Tromsø zostały usunięte (brak istotności statystycznej). Legenda do mapy, zob. mapa 1. Mapę w kolorze można uzyskać od autora: wiszniewska@uni.lodz.pl.

Mapa 3. Indeksy LISA dla NM_{ov}^* i W_3

Źródło: opracowanie własne.

Tablica 5. Przykłady miast wyznaczonych na podstawie LISA dla NM_{av}^* i W_3

<p>wysoka-wysoka: Irlandia (Dublin, Cork), Francja (Bordeaux, Nantes, Rennes, Toulouse, Toulon, Limoges), Polska (Warszawa), Słowacja (Bratislava), Cypr (Lefkosia);</p> <p>wysoka-niska: Hiszpania (Madrid, Toledo, Valladolid, Zaragoza, Valencia, Victoria, Barcelona), Włochy (Sassari, Rome, Venice, Verona, Cremona, Genoa, Bologna, Modena, Las Palmas, Santa Cruz de Tenerife); Belgia (Gent, Liège), Finlandia (Tampere, Helsinki), Bułgaria (Sofia).</p>	<p>niska-niska: Bułgaria (Plovdiv, Varna, Burgas, Pleven, Ruse, Stara Zagora), Włochy (Salerno, Catania, Catanzaro, Potenza, Terento, Caligari), Chorwacja (Zagreb, Split), Finlandia (Turku), Hiszpania (Sevilla, Córdoba, Badajoz, Oviedo);</p> <p>niska-wysoka: Polska (wszystkie poza Warszawą), Niemcy (Frankfurt), Słowacja (Trnava), Rumunia (Bacau, Arad, Sibiu), Francja (Dijon, Nantes, Reims, Paris, Lyon).</p>
--	--

Źródło: opracowanie własne na podstawie mapy 3.

Podsumowanie

Z uwagi na niski przyrost naturalny w Europie, współczesne miasta muszą przyciągać migrantów, jeśli chcą się rozwijać i istnieć na ekonomiczno-społeczno-kulturowej mapie świata. Muszą zmierzyć się z dynamiką procesów migracyjnych, która na przestrzeni lat uległa silnym zmianom.

Na podstawie przeprowadzonych badań potwierdzono tezę o występowaniu zależności przestrzennych w kształtowaniu się migracji zagranicznych w wybranych 271 miastach europejskich. Stwierdzono, że w badanym okresie wraz ze wzrostem dystansu spada wartość autokorelacji przestrzennej. Zatem odległość ma wpływ na kształtowanie się zależności przestrzennych (na ich siłę). Wyniki uzyskane na podstawie trzech macierzy wag różnią się, ale nie wykluczają – uzupełniają się w zależności od przyjętej macierzy W .

Rezultaty analiz wskazały na miasta przyciągające osoby migrujące z innych ośrodków Europy i mające wpływ na wielkość salda migracji (rosnący lub malejący) w regionach sąsiednich (według większości macierzy wag przestrzennych), tj. np.: Dublin (Irlandia); Bordeaux, Nantes, Rennes, Toulouse, Toulon i Limoges (Francja); Warszawa (Polska); Helsinki i Tampere (Finlandia); Madryt, Valladolid, Toledo, Valencia Zaragoza, Murcia, Málaga, Palma de Mallorca, Toledo i Las Palmas Santa Cruz de Tenerife (Hiszpania); Verona, Cremona, Trento, Bologna, Modena, Venezia, Padova, Rzym, Genova, l'Aquila, Pescara, Torino, Roma i Sassari (Włochy); Leipzig, Dresden, Berlin, München, Nürnberg, Karlsruhe i Regensburg (Niemcy); Exeter, Newcastle upon Tyne, Edinburgh, Aberdeen, Wrexham, Bristol, Cambridge i Bradford – Leeds (Wielka Bry-

tania). Wyróżniono również miasta charakteryzujące się niskim poziomem salda migracji, które otoczone są jednostkami o podobnie niskiej lub wyższej skali zjawiska.

Kierunkiem dalszych badań jest opracowanie modeli ekonometrycznych opisujących kształtowanie się salda migracji zagranicznych w miastach europejskich w latach 2005–2012 z wykorzystaniem macierzy wag scharakteryzowanych w niniejszym artykule. W modelach tych uwzględnione zostaną społeczne, ekonomiczne, demograficzne i środowiskowe zmienne objaśniające. Prowadzone będą również dalsze badania w celu opracowania macierzy wag przestrzennych opisujących w jak najbardziej precyzyjny sposób zależności przestrzenne występujące pomiędzy Europejskimi miastami.

Literatura

- Anselin L. (1995), *Local Indicators of Spatial Association – LISA*, *Geographical Analysis* 27(2), s. 93–115.
- Anselin L., Bera A. (1998), *Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics*, [w:] A. Ullah and D. Giles (Eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*.
- Antczak E. (2013), *Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, 7/2013, s. 37–53.
- Antczak E., Lewandowska-Gwarda K., *Analysis of emigration in Europe with using the spatial dynamic shift-share method*, złożone do druku.
- Bailey N., Livingston M. (2007), *Selective Migration and Neighbourhood Deprivation: evidence from 2001 Census Migration Data for England and Scotland*, Centre for Public Policy for Regions, Working Paper No. 11, <http://eprints.gla.ac.uk/37406/> (data odczytu: 01.08.2014 r.).
- Chi G., Marcouiller D. W. (2009), *Rethinking the Migration Effects of Natural Amenities: Part II*, “Canadian Journal of Regional Science/Revue”, XXXII: 3, s. 349–360.
- Cliff A. D., Ord J.K. (1973), *Spatial Autocorrelation*, Pion, London.
- Dańska-Borsiak B. (2013), *Migracje do podregionów według typów; wpływ czynników ekonomicznych i gospodarki opartej na wiedzy*, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, nr 30/2013, s. 19–35.
- European Urban Knowledge Network (2012), *Immigrant integration in European Cities*, http://www.eukn.org/Dossiers/EU_presidencies/Cyprus_Presidency/Immigrant_integration_in_European_Cities (odczyt z dnia 12.02.2015 r.).
- Getis A., Aldstadt J. (2004), *Constructing the spatial weights matrix using a local statistic*, “Geographical Analysis”, 36, s. 2.
- Global Health Observatory: http://www.who.int/gho/urban_health/situation_trends/urban_population_ (odczyt z dnia: 12.02.2015 r.).
- Le Gallo J., Ertur C. (2003), *Exploratory Spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980–1995*, “Papers in Regional Science”, vol. 82 (2).
- Le Sage J. (2014), *What regional scientists need to know about spatial econometrics*, <https://www.gate.cnrs.fr/IMG/pdf/Lesage2014.pdf>.
- Lewandowska-Gwarda K., Antczak E. (2015), *Analysis of Internal Emigration in Poland with Using the Spatial Dynamic Shift-Share Method*, “Argumenta Oeconomica”, 2(35), s. 123–143.
- Lewandowska-Gwarda K. (2013), *Migracje zagraniczne w Polsce – analiza z wykorzystaniem*

- przestrzennego modelu SUR*, Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych, 30/2013, s. 43–57.
- Martinho Domingues V. J. P. (2011), *Analysis of net migration between the Portuguese regions*, *Glob Advantage*, Center of Research in International Business & Strategy, Working paper Nr 80/2011, <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/32311/> (data odczytu: 1.08.2014 r.).
- Mayda A. M. (2007), *International migration: A panel data analysis of the determinants of bilateral flows*, CREAM Discussion Paper No 07/07, <http://eprints.ucl.ac.uk/14276/1/14276.pdf> (accessed on: 24.06.2014 r.).
- Moran P. A. P. (1950), *Notes on Continuous Stochastic Phenomena*, *Biometrika* 37 (1), s. 17–23.
- Murgante B., Borruso G. (2012), *Analyzing Migration Phenomena with Spatial Autocorrelation Techniques*, Computational Science and Its Applications – ICCSA 2012, Lecture Notes in Computer Science, Vol. 7334, s. 670–685.
- Nijkamp P., Spiess K. (1995), *International Migration in Europe: Overcoming Isolation and Distance Friction*, [in:] Nijkamp P. (Eds.), Coccossis H. (1995), *Overcoming Isolation. Information and Transportation Networks in Development Strategies for Peripheral Areas*, *Advances in Spatial Science*, s. 83–102.
- Pietrzak M.B., Drzewoszewska N., Wilk J. (2012), *The Analysis of Interregional Migrations in Poland in the Period 2004–2010 Using Panel Gravity Model*, *Dynamic Econometric Models*, 12, s. 111–122.
- Pietrzak M.B., Wilk J., Matusik S. (2013), *Gravity model as the tool for internal migration analysis in Poland in 2004–2010*, Institute of Economic Research Working Papers, 28/2013.
- Scardaccione G., Scorza F., Las Casas G., Murgante B. (2010), *Spatial Autocorrelation Analysis for the Evaluation of Migration Flows: The Italian Case*, Computational Science and Its Applications – ICCSA 2010, Lecture Notes in Computer Science, Vol. 6016, 2010, s. 62–76.
- Suhecki B. red. (2010), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Wyd. Beck, Warszawa, s. 114.
- Tsegai D., Le Bao Q. (2010), *District-level Spatial Analysis of Migration Flows in Ghana: Determinants and Implications for Policy*, Discussion Papers on Development Policy No. 144, Center for Development Research, s. 18.
- World Population Statistic: <http://www.worldpopulationstatistics.com/europe-population-2013/> (data odczytu: 12.02.2015 r.).
- Zimmer M. (2009), *Network Effects on Domestic Migration Flows Across Germany – A Spatial Autoregressive Perspective with Spatially Structured Origin and Destination Effects and Heteroskedastic Innovations*, https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=iipf64&paper_id=280 (data odczytu: 01.08.2014 r.).

Problematyka rozwoju regionalnego jest jednym z ważniejszych kierunków badań we współczesnych naukach ekonomicznych. Niniejsza publikacja wpisuje się w szeroko rozumiany nurt badań regionalnych, lokalnych i przestrzenno-czasowych. W szczególności poruszane są w niej zagadnienia zrównoważonego rozwoju, gospodarek opartych na wiedzy, funkcjonowania samorządów regionalnych. Prezentowane analizy zostały przeprowadzone z wykorzystaniem zróżnicowanych narzędzi, takich jak: metody i modele ekonometrii przestrzennej, eksploracyjna analiza danych przestrzennych, metody wielowymiarowej analizy porównawczej, hurtowni danych (*Data Warehouse*) i narzędzi *Business Intelligence*.

Książka jest adresowana do praktyków gospodarczych, analityków, naukowców, studentów i do wszystkich zajmujących się problematyką empirycznych badań regionalnych.



WYDAWNICTWO
UNIwersytetu
ŁÓDZKIEGO

www.wydawnictwo.uni.lodz.pl
e-mail: ksiegarnia@uni.lodz.pl
tel. (42) 665 58 63, faks (42) 665 58 62

ISBN 978-83-8088-052-8



9 788380 880528