

BARBARA DAŃSKA-BORSIAK  
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny  
Uniwersytet Łódzki

## Migracje do podregionów według typów; wpływ czynników ekonomicznych i gospodarki opartej na wiedzy

### Streszczenie

Celem artykułu jest zbadanie wpływu poziomu rozwoju gospodarki opartej na wiedzy, w tym kapitału ludzkiego, a także innych czynników ekonomicznych na napływ migracji według typów podregionów. W tym celu skonstruowano własną miarę kapitału ludzkiego oraz wydzielono podregiony miejskie i okołomiejskie. Do estymacji zastosowano metodę Hausmana–Taylora.

**Słowa kluczowe:** dane panelowe, model Hausmana–Taylora, migracje, gospodarka oparta na wiedzy, kapitał ludzki

### 1. Wstęp

Liczba osób, które migrują do danego regionu na pobyt stały, może być jednym z przejawów konkurencyjności regionu. Wynika to z faktu, iż ważnym aspektem migracji ludności są migracje zasobów siły roboczej. Motywacje tych osób dotyczą przede wszystkim poprawy dostępu do pracy, możliwości uzyskania wyższych wynagrodzeń, a co za tym idzie – zwiększenia dobrobytu w stosunku do dotychczasowego miejsca zamieszkania.

Celem artykułu jest analiza czynników wpływających na poziom napływów migracyjnych ludności na pobyt stały w układzie podregionów. Weryfikowane są dwie hipotezy:

1. Na poziom napływów migracyjnych do podregionu wpływa poziom rozwoju gospodarki opartej na wiedzy, przy czym w celu weryfikacji tej hipotezy analizowane są alternatywne miary GOW.
2. Determinanty migracji są zależne od typu podregionu; wyróżniono tu osiem podregionów miejskich i 10 nazwanych okołomiejskimi, do których zaliczono podregiony otaczające największe aglomeracje lub sąsiadujące z nimi, a także podregion bydgosko-toruński.

Analizy napływów migracyjnych w latach 2003–2010 dokonano na poziomie 66 podregionów. Wybór takich jednostek przestrzennych jest warunkowany jednocześnie dostępnością danych (słabą na poziomie powiatów) oraz przekonaniem, że poziom województw jest zbyt ogólny, by odzwierciedlić zróżnicowanie poziomu rozwoju i struktury sektorowej gospodarki.

## 2. Migracje do podregionów

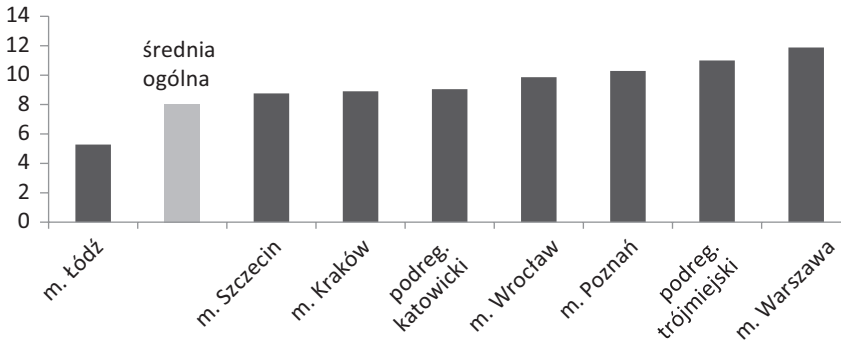
Podział na podregiony został wprowadzony w badaniach GUS w związku z koniecznością dostosowania polskiej gospodarki do wymogów prawa Unii Europejskiej w obszarze statystyki regionalnej. W systemie NUTS bazuje się na obowiązującym podziale administracyjnym krajów członkowskich. W szczególnych przypadkach, dla zwiększenia porównywalności z poziomami regionalnymi w ramach UE, do celów statystycznych tworzy się nowe jednostki niemające odpowiedników w podziale terytorialnym. W przypadku Polski dotyczy to 66 podregionów (NUTS 3).

Osiem spośród wszystkich podregionów to największe miasta Polski: Warszawa, Poznań, Kraków, Wrocław, Trójmiasto, Łódź, Szczecin, Katowice. Są one centrami społeczno-gospodarczymi obszarów je otaczających. Charakteryzują się również wysokim poziomem rozwoju gospodarek, relatywnie niską stopą bezrobocia i wyższymi niż w wielu innych regionach wynagrodzeniami. Dodatkowym ich wyróżnikiem jest nowoczesność gospodarek, o czym świadczą wysokie wartości TFP w tych podregionach (por. paragraf 3 niniejszego artykułu) oraz najwyższe udziały sektora usług w tworzeniu wartości dodanej (w 2010 r. podregiony te zajmowały osiem spośród dziewięciu miejsc na liście podregionów o najwyższym odsetku sektora usług w wartości dodanej; odsetek ten wahał się od 69% w podregionie katowickim do 77% w Szczecinie i prawie 86% w Warszawie).

Badania migracji międzyregionalnych mają długą tradycję. Wśród najnowszych opracowań światowych na uwagę zasługują prace następujących

autorów: Ghatak, Mulhern, Watson<sup>1</sup>, Sarra, Del Signore<sup>2</sup>, LeSage, Pace<sup>3</sup>. W Polsce tematyka podejmowana była m.in. przez Dańską-Borsiak<sup>4</sup>, Pietrzaka i in.<sup>5</sup>, Kaczmarczyk i Lesińską<sup>6</sup>.

W niniejszym artykule analiza determinant migracji koncentruje się na czynnikach ekonomicznych. Trzeba jednak mieć świadomość faktu, że na decyzje migracyjne ludności wpływają oprócz czynników ekonomicznych również inne czynniki wynikające z indywidualnych preferencji. W szczególności w ostatnich latach zauważalny jest trend do osiedlania się poza wielkimi ośrodkami miejskimi, jednakże w ich pobliżu, w miejscach, skąd relatywnie szybko można dojechać do pracy i szkół w mieście.



**Rysunek 1. Napływy migracyjne na 1000 mieszkańców w podregionach miejskich**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS: <http://www.stat.gov.pl/bdl>.

Analiza średnich napływów migracyjnych (dokładniej: liczby zameldowań na pobyt stały na 1000 mieszkańców) wskazuje, że podregiony miejskie

<sup>1</sup> S. Ghatak, A. Mulhern, J. Watson, *Inter-Regional Migration in Transition Economies: The Case of Poland*, „Review of Development Economics” 2008, vol. 12 (1), s. 209–222.

<sup>2</sup> A.L. Sarra, M. Del Signore, *A dynamic origin-constrained spatial interaction model applied to Poland's inter-provincial migration*, „Spatial Economic Analysis” 2010, vol. 5 (1), s. 29–41.

<sup>3</sup> J.P. LeSage, R.K. Pace, *Spatial Econometric Modeling of Origin-Destination Flows*, „Journal of Regional Science” 2008, vol. 48 (5), s. 941–967.

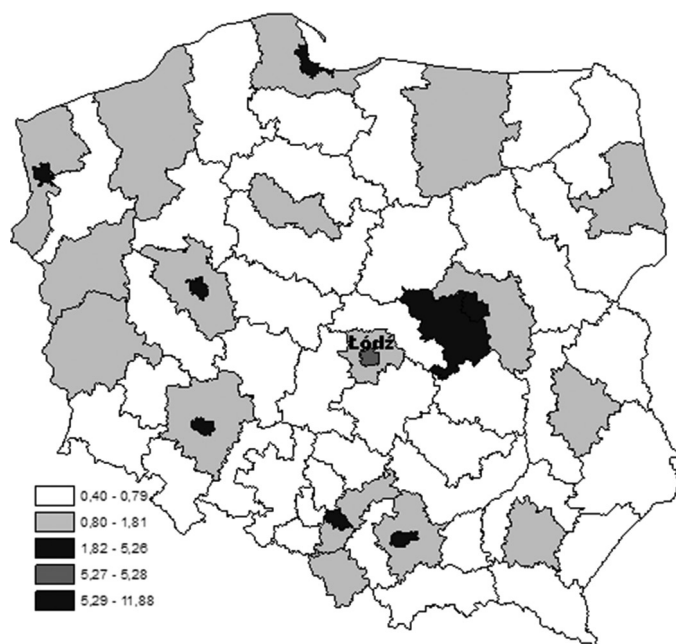
<sup>4</sup> B. Dańska-Borsiak, *Zróźnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego województw w Polsce a wielkość migracji międzywojewódzkich*, „Prace Naukowe” Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 7 (Taksonomia 15), Wrocław 2008, s. 364–370.

<sup>5</sup> M.B. Pietrzak, M. Żurek, S. Matusik, J. Wilk, *Application of structural equation modeling for analysing internal migration phenomena in Poland*, „Przegląd Statystyczny” 2012, t. 4, s. 487–503.

<sup>6</sup> *Krajobrazy migracyjne Polski*, red. P. Kaczmarczyk, M. Lesińska, OBM UW, Warszawa 2013.

charakteryzują się dość umiarkowanymi wartościami zmiennej (rysunek 1). Nietypowym podregionem jest Łódź, gdzie napływ jest znacznie poniżej średniej (5,28 przy średniej 8,04). W Szczecinie, Krakowie i aglomeracji katowickiej napływy przekraczają średnią nieznacznie, bo najwyżej o 1 punkt procentowy. Trójmiasto i Warszawa to podregiony, w których średni napływ w okresie próby był o około 1/3 wyższy od średniej krajowej (odpowiednio: 11,00 i 11,88 zameldowań na pobyt stały na 1000 mieszkańców).

Z kolei wśród pozostałych 58 podregionów jest aż 18, dla których średni napływ migracyjny (mierzony liczbą zameldowań na pobyt stały na 1000 mieszkańców) przekracza średnią ogólną liczoną po czasie i po obiektach (rysunek 2). Są to w dużej części podregiony, które otaczają największe miasta lub obejmują zasięgiem inne duże miasta (np. podregiony: bydgosko-toruński, białostocki, olsztyński, lubelski, tyński). Co ciekawe, aż siedem z nich charakteryzuje się liczbą zameldowań na 1000 mieszkańców wyższą niż Warszawa. Są to podregiony: warszawski zachodni (18,1), poznański (17,7), gdański (15,9), warszawski wschodni (13,9), szczeciński (12,4), wrocławski (12,2) i bydgosko-toruński (12,2). Natomiast w podregionie łódzkim liczba zameldowań wynosi ok. 11,5 osób na 1000 mieszkańców, a więc ponad dwukrotnie więcej niż w Łodzi, która jest centrum regionu.



**Rysunek 2. Podregiony o wyższych niż średnia napływach migracyjnych**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

### 3. Zróżnicowanie gospodarek podregionów i determinanty migracji

Obszar Polski jest silnie zróżnicowany pod względem ekonomicznym. Zróżnicowanie to dotyczy praktycznie wszystkich aspektów życia gospodarczego, w tym poziomu rozwoju, sytuacji na rynku pracy, struktury gospodarczej. Wymienione czynniki mogą wpływać na decyzje migracyjne ludności. Dobra sytuacja ekonomiczna regionu może zachęcać do osiedlania się na pobyt stały. Z tego powodu uznano, że potencjalnymi determinantami migracji międzyregionalnych mogą być<sup>7</sup>: PKB *per capita*, związana z nim silnie wydajność pracy, poziom płac, poziom bezrobocia.

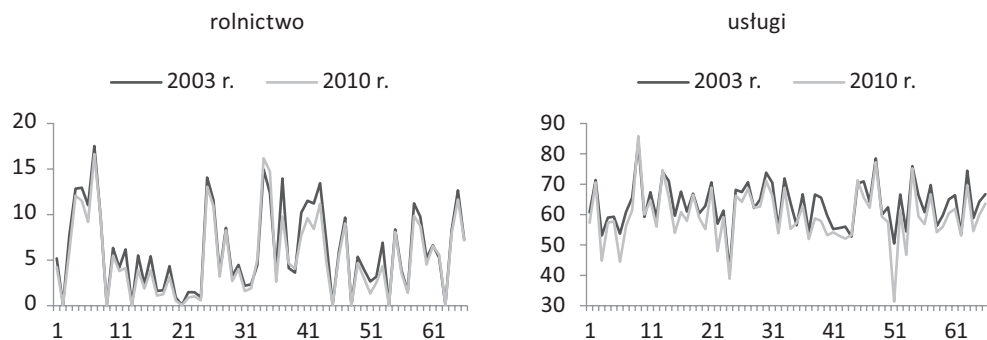
Ze względu na cel artykułu jako potencjalne zmienne objaśniające uwzględniono mierniki gospodarki opartej na wiedzy, do których zaliczono: TFP, kapitał ludzki, udział sektora usług w wartości dodanej, działalność badawczo-rozwojową. Kształtowanie się tych czynników w okresie próby omówiono poniżej.

Struktura gospodarcza podregionów jest silnie zróżnicowana. Udział sektora rolniczego w tworzeniu wartości dodanej podregionów miejskich jest zerowy. W takich podregionach, jak np. podregiony aglomeracji śląskiej lub bydgosko-toruński udział ten wynosi ok. 1,5%, w łomżyńskim i ostrołęcko-siedleckim dochodzi zaś do 15–17%. Z kolei udział sektora usług waha się od 30–40% do 70–80% w podregionach miejskich. Warto jednak zauważyć, że w okresie próby w sektorowej strukturze gospodarek podregionów nie zaszły widoczne zmiany. Udział wartości dodanej wytworzonej w poszczególnych sektorach jest stabilny, a większe zmiany dotyczą nielicznych podregionów. Dla przykładu, na rysunku 3 przedstawiony jest udział wartości dodanej wytworzonej w sektorze usług w poszczególnych podregionach dla pierwszego i ostatniego roku próby.

O stabilności w czasie międzyregionalnego rozkładu wartości dodanej wytworzonej w poszczególnych sektorach świadczą również wartości współczynników korelacji Spearmana obliczone dla każdego sektora. Badana była korelacja procentowych udziałów w pierwszym (2003 r.) i ostatnim roku próby (2010 r.). Wartości tych współczynników wynoszą: 0,98 dla rolnictwa, 0,92 dla przemysłu i budownictwa oraz 0,94 dla usług.

---

<sup>7</sup> Por. E. Kwiatkowski, L. Kucharski, T. Tokarski, *Determinanty migracji międzywojewódzkich w Polsce*, w: *Konkurencyjność rynku pracy i jego podmiotów*, red. D. Kopycińska, Wydawnictwo Katedry Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2005, s. 51–68.



**Rysunek 3. Procentowy udział wartości dodanej wytworzonej w sektorach w podregionach Polski**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wzrost łącznej produktywności czynników produkcji (TFP) jest syntetycznym sposobem oceny zmian efektywności procesów produkcyjnych, zachodzących pod wpływem postępu technicznego. Ponieważ TFP jest zmienną niemierzalną, jej wartości muszą zostać oszacowane.

W celu oszacowania wartości TFP wykorzystano model wydajności będący przekształceniem dwuczynnikowej funkcji produkcji Cobba–Douglasa:

$$Y = \alpha_0 K^\alpha L^{1-\alpha} e^{\varepsilon_t},$$

gdzie:

$Y$  – wartość dodana brutto,

$L$  – nakłady pracy,

$K$  – miara kapitału,

$\alpha_0 = Ae^{gt} > 0$  – łączna produktywność czynników produkcji (TFP),

$t$  – zmienna czasowa,

$g$  – stopa postępu technicznego w sensie Hicksa.

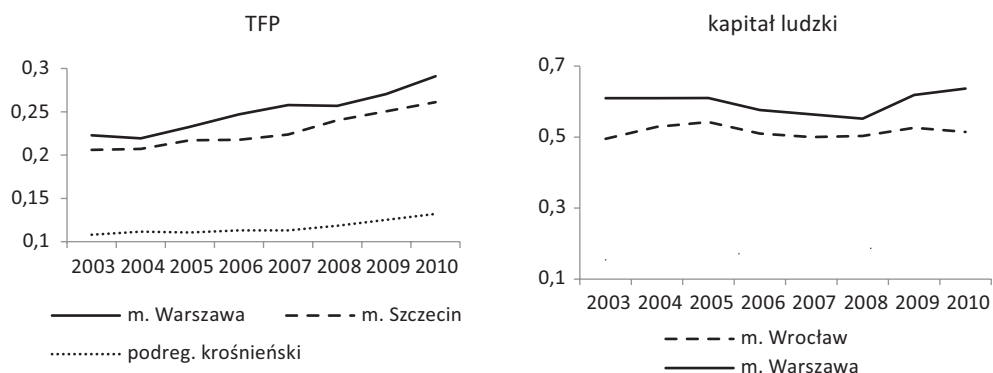
Wartości TFP specyficzne dla poszczególnych podregionów i lat wyznaczono według wzoru:

$$TFP_{it} = \frac{(Y_{it} / L_{it})}{(K_{it} / L_{it})^a}, \quad (1)$$

gdzie  $a$  jest oceną parametru  $\alpha$  modelu wydajności.

Metoda ta była już stosowana we wcześniejszych pracach, m.in. Dańskiej-Borsiak<sup>8</sup>, Dańskiej-Borsiak i Laskowskiej<sup>9</sup>. W układzie podregionów model wydajności szacowano osobno dla ośmiu podregionów miejskich i osobno dla pozostałych podregionów. Optymalną dla każdej podgrupy jakość merytoryczno-statystyczną modelu uzyskano, stosując specyfikację REM dla podregionów miejskich oraz model Swamy'ego ze zmiennymi współczynnikami dla grupy pozostałych podregionów.

Wyznaczone wartości TFP wydają się sensowne. W szczególności stwierdzono, że wartości TFP dla podregionów miejskich są wyższe niż dla pozostałych. Generalnie wykazują one tendencję wzrostową w każdym podregionie, choć tempo wzrostu i wartości początkowe dla 2003 r. są zróżnicowane. W celach ilustracyjnych na rysunku 4 przedstawiono kształtowanie się TFP w okresie próby w podregionach o skrajnych wartościach zmiennej.



**Rysunek 4. Wartości TFP i kapitału ludzkiego w podregionach o skrajnych wartościach cechy**

Źródło: opracowanie własne.

Rola zasobów ludzkich w budowaniu konkurencyjności gospodarek jest podnoszona coraz częściej. Zgodnie z teorią wzrostu endogenicznego, kapitał ludzki uznawany jest za ważny czynnik postępu technicznego, a co za tym idzie

<sup>8</sup> B. Dańska-Borsiak, *Factors affecting TFP formation in manufacturing in Poland; application of a dynamic panel data model*, „Polish Journal of Environmental Studies” 2009, vol. 18 (5B), s. 75–81.

<sup>9</sup> B. Dańska-Borsiak, I. Laskowska, *The Determinants of Total Factor Productivity in Polish Subregions. Panel Data Analysis*, „Comparative Economic Research” 2012, vol. 15, issue 4, s. 17–29.

– wzrostu gospodarczego<sup>10</sup>. Jest on określany jako zasób wiedzy, umiejętności, zdrowia i energii witalnej zawarty w danym społeczeństwie czy narodzie. Zespół mierników charakteryzujących jakość kapitału ludzkiego jest zatem bardzo szeroki i obejmuje poziom wykształcenia, umiejętności, stan zdrowia i możliwości migracji<sup>11</sup>.

Jako miarę kapitału ludzkiego przyjęto własną zmienną syntetyczną, której konstrukcja omówiona jest w pracy Dańskiej-Borsiak i Laskowskiej<sup>12</sup>. Na potrzeby obecnego badania wartości tej miary obliczono dodatkowo dla 2010r. Wybór zmiennych diagnostycznych był ograniczony bardzo słabą dostępnością danych na poziomie NUTS 3. Ostatecznie zmienną syntetyczną skonstruowano jako nieważoną sumę następujących zmiennych diagnostycznych (po normalizacji): liczba komputerów z dostępem do Internetu na 10tys. osób, liczba studentów na 10tys. mieszkańców, liczba absolwentów szkół wyższych na 10tys. osób, współczynnik skolaryzacji brutto dla szkół policealnych (wiek 19–21 lat), nakłady na zdrowie mierzone liczbą porad lekarskich przypadających na 10tys. mieszkańców. Wyższe wartości zmiennej syntetycznej wskazują na wyższy poziom kapitału ludzkiego w regionie.

Podregiony o najwyższym poziomie kapitału ludzkiego to w zdecydowanej większości podregiony miejskie. Średnio w rozważanym okresie do podregionów o najwyższym poziomie kapitału ludzkiego należały: m. Warszawa, m. Wrocław, m. Poznań, m. Łódź, m. Kraków. Kształtowanie się zmiennej w okresie próby w podregionach o maksymalnej i minimalnej wartości kapitału przedstawione jest na rysunku 4.

Na szczeblu podregionów nie są dostępne dane dotyczące nakładów na działalność badawczo-rozwojową. Najniższy stopień dezagregacji wartości tej zmiennej to województwa. Mimo to, podjęto próbę włączenia jej do modelu. Skonstruowano zmienną interakcyjną (*BIRIKL*), będącą iloczynem oszacowanej wartości kapitału ludzkiego w podregionie (*KL*) i procentowego udziału *BIRI* w województwie, do którego należy dany podregion, w *BIRI* krajowych. Wydaje się, że włączenie do modelu tak skonstruowanej zmiennej pozwala uwzględnić zróżnicowanie efektów działalności B+R między podregionami, w których możliwości ich absorpcji są różne ze względu na nierównomierny poziom kapitału ludzkiego.

<sup>10</sup> Por. W. Florczak, *Kapitał ludzki a rozwój gospodarczy*, w: *Gospodarka oparta na wiedzy*, red. W. Welfe, PWE, Warszawa 2007, s. 112–172.

<sup>11</sup> Por. M. Kunasz, *Indeks gospodarowania kapitałem ludzkim*, raport przygotowany na zlecenie Centrum Badań Socjologicznych, VOLUMINA, Szczecin 2010.

<sup>12</sup> B. Dańska-Borsiak, I. Laskowska, op.cit.



#### 4. Determinanty migracji – wyniki analiz ekonometrycznych

Zgodnie z obiegową opinią, największe aglomeracje miejskie przyciągają ludność do osiedlania się na stałe. Jak wynika z analizy przedstawionej w paragrafie 2, pogląd taki jest tylko częściowo prawdziwy. Najwyższymi napływami migracyjnymi na 1000 mieszkańców charakteryzują się bowiem podregiony otaczające podregiony miejskie. Siedem podregionów (warszawski zachodni, poznański, gdański, warszawski wschodni, szczeciński, wrocławski i bydgosko-toruński) ma wyższe napływy migracyjne – od 18,1 do 12,2 osób na 1000 mieszkańców – niż regiony miejskie, w tym Warszawa (11,8).

W analizie determinant migracji skoncentrowano się na czynnikach ekonomicznych, z uwzględnieniem typu podregionu. Oprócz ośmiu podregionów miejskich wyróżniono jeszcze 10 podregionów ośrodkowych. Oprócz wymienionych w poprzednim akapicie zaliczono do nich podregiony: tyski, krakowski, łódzki. W grupie podregionów ośrodkowych odróżnia się od pozostałych podregion bydgosko-toruński. Obejmuje on dwa duże miasta i tereny je otaczające, poza tym ma wysoki napływ migracyjny, dlatego został on zaliczony do tej grupy. Z kolei podregion tyski sąsiaduje z katowickim (zaliczonym do miejskich), nie otaczając go. Został on zaliczony do grupy ośrodkowych ze względu na wysoki napływ migracyjny. Pozostałe podregiony grupy otaczają podregiony miejskie.

Do zbioru potencjalnych ekonomicznych determinant migracji zaliczono: PKB *per capita*, wynagrodzenia, stopę bezrobocia, wydajność pracy, kapitał ludzki, nakłady na badania i rozwój, łączną produktywność czynników produkcji.

Wpływ PKB *per capita*, wynagrodzeń, wydajności pracy uzasadnić można tym, że ludność przemieszcza się zwykle z regionów biedniejszych do tych, w których poziom życia jest wyższy. Wpływ stopy bezrobocia jest podobny, ale działa w odwrotnym kierunku – część decyzji migracyjnych podyktowana jest brakiem pracy w dotychczasowym miejscu zamieszkania. Kapitał ludzki, nakłady na badania i rozwój, łączna produktywność czynników produkcji, udział sektora usług w tworzeniu wartości dodanej są zaś miernikami gospodarki opartej na wiedzy, której wyższy stopień rozwoju powinien skutkować wzrostem dobrobytu, a zatem przyciągać ludzi z innych regionów.

Zgodnie z powyższymi założeniami szacowano model postaci:

$$m_{it} = \beta_0 + \beta^T \mathbf{x} + u_{it} , \quad (2)$$

gdzie:

$m_{it}$  – napływ migracyjny brutto do podregionu  $i$  w roku  $t$  mierzony liczbą zameldowań na pobyt stały na 1000 mieszkańców,

$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$  – składnik losowy, zawierający efekty grupowe  $\alpha_i$ ,

$\mathbf{x}$  – wektor zmiennych objaśniających.

Elementami wektora  $\mathbf{x}$ , a więc potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi, mogą być (wszystkie zmienne w cenach stałych z 2003 r.):

$PKBpc$  – PKB *per capita* w tys. zł,

$INVpc$  – nakłady inwestycyjne w przedsiębiorstwach na 1 mieszkańca w zł,

$SINV$  – stopa inwestycji, jako stosunek nakładów inwestycyjnych do PKB w %,

$WP$  – przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w zł,

$WW$  – przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w regionie w relacji do średniej krajowej w %,

$STBpc$  – wartość brutto środków trwałych w przedsiębiorstwach na 1 mieszkańca w zł,

$SB$  – stopa bezrobocia rejestrowanego w %,

$WYD$  – wydajność pracy jako PKB w tys. zł na pracującego,

$KL$  – kapitał ludzki, zmienna syntetyczna,

$TFP$  – łączna produktywność czynników produkcji, obliczona z równania (1),

$BIRIKL$  – zmienna interakcyjna, iloczyn oszacowanej wartości kapitału ludzkiego w podregionie ( $KL$ ) i procentowego udziału  $BIRI$  w województwie, do którego należy dany podregion, w  $BIRI$  krajowych,

$BIRI$  – nakłady inwestycyjne wewnętrzne na B+R faktycznie poniesione na środki trwałe w tys. zł. (dane wojewódzkie),

$UUSŁ$  – udział sektora usług w tworzeniu wartości dodanej podregionu w %,

$d$  – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla podregionów ościennych.

Dane statystyczne zebrano dla lat 2003–2010. Pochodzą one z Banku Danych Lokalnych GUS<sup>13</sup>.

Wprowadzenie do modelu (2) stałej w czasie zmiennej  $d$  ograniczyło wybór metod estymacji. Podejmowane były próby zastosowania m.in. modelu Swamy'ego oraz modelu RE z autokorelacją składnika losowego  $\varepsilon_{it}$ , ale najlepsze pod względem statystyczno-merytorycznym wyniki uzyskano, stosując metodę

<sup>13</sup> <http://www.stat.gov.pl/bdl>.

Hausmana–Taylora (1981)<sup>14</sup>. W tabeli 1 prezentowane są wyniki estymacji modelu (2) przy wykorzystaniu tej metody.

**Tabela 1. Wyniki estymacji modelu (2) na podstawie metody Hausmana–Taylora**

Zmienna	Ocena parametru	Błąd szacunku	Statystyka t	p-value
$\beta_0$	-2,1836	1,92722	-1,13	0,257
Zmienne egzogeniczne zmienne w czasie				
<i>SB</i>	-0,0249	0,0133	-1,87	0,062
<i>WW</i>	0,0627	0,0185	3,38	0,001
<i>UUSL</i> (-1)	0,0732	0,0203	3,60	0,000
Zmienne endogeniczne zmienne w czasie				
<i>SINV</i> (-2)	0,1011	0,0240	4,20	0,000
<i>BIRIKL</i> (-1)	0,1175	0,0339	3,47	0,000
Zmienne egzogeniczne stałe w czasie				
<i>d</i>	6,8347	0,5548	12,32	0,000
<b>Parametry struktury stochastycznej</b>				
$\sigma(\alpha_i) = 1,5286$	$\sigma(\varepsilon_{it}) = 0,8641$		$\sigma^2(\alpha_i) / \sigma^2(u_{it}) = 0,7548$	
<b>Test Walda<sup>15</sup></b>				
$\chi^2 = 222,9$		$p\text{-value} = 0,0000$		

Źródło: opracowanie własne.

Analizując wyniki zawarte w tabeli 1, można stwierdzić, że najsilniejszy wpływ na poziom napływów migracyjnych wywiera opóźniona o dwa okresy stopa inwestycji i opóźniona o jeden okres zmienna *BIRIKL*, będąca iloczynem oszacowanej wartości kapitału ludzkiego w podregionie (*KL*) i procentowego udziału *BIRI* w województwie, do którego należy dany podregion, w *BIRI* krajowych. Zatem z modelu wynika, że nakłady na inwestycje, zarówno ogółem, jak i w działalność badawczo-rozwojową, przyczyniają się w największym stopniu do uczynienia regionu atrakcyjnym dla ludności. Efekt ten nie jest oczywiście natychmiastowy.

<sup>14</sup> Metoda Hausmana–Taylora została opisana w literaturze polskojęzycznej np. w pracy: B. Dańska-Borsiak, *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011.

<sup>15</sup> W tabeli prezentowana jest wartość statystyki testu Walda  $\chi^2$ . Po normalizacji  $\chi^2$  jest rozkładem granicznym rozkładu F ( $n_1, n_2$ ), jeśli  $n_2 \rightarrow \infty$ . Normalizacji dokonuje się jako:  $\chi^2 = n_2 \cdot F$ .

Obie zmienne (*SINV* i *BIRIKL*) są traktowane w modelu endogenicznie, co oznacza, że są one skorelowane z efektami grupowymi<sup>16</sup>. W podregionach występują zatem niemierzalne czynniki stałe w okresie próby, które sprzyjają podejmowaniu inwestycji. Można do nich zaliczyć np. długofalową politykę promowania regionu jako przyjaznego inwestorom.

Zgodnie z oczekiwaniami, relacja przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto w podregionie do średniej krajowej ma dodatni wpływ na zmienną objaśnianą. Oznacza to, że do podjęcia decyzji o zmianie miejsca zamieszkania przyczynia się w dużym stopniu oczekiwana poprawa stanu zamożności. Ważnym czynnikiem wpływającym na decyzje migracyjne jest poszukiwanie pracy – wzrost stopy bezrobocia w podregionie powoduje spadek poziomu napływów migracyjnych.

Jako udaną można ocenić próbę włączenia do modelu miary gospodarki opartej na wiedzy. Testowano różne warianty – włączana była zmienna *TFP*, udziały poszczególnych sektorów (przede wszystkim usług jako stymulanta i rolnictwa jako destymulanta) w tworzeniu wartości dodanej podregionu, stosunek nakładów wewnętrznych na B+R do PKB podregionu. Zmienne te włączane były pojedynczo lub jednocześnie. Ostatecznie jednak najlepsze wyniki uzyskano, wykorzystując następujące zmienne opóźnione o jeden okres: udział sektora usług w tworzeniu wartości dodanej podregionu (*UUSL<sub>t-1</sub>*) i zmienną interakcyjną *BIRIKL<sub>t-1</sub>*. Oznacza to, że rozwój gospodarki opartej na wiedzy w regionie przyczynia się do wzrostu atrakcyjności regionu dla ludności. Mówiąc dokładniej, należy stwierdzić, że czynnikami przyciągającymi są:

- innowacyjność gospodarki regionu współlistniejąca z zasobem kapitału ludzkiego,
- nowoczesna struktura sektorowa,
- jak można przypuszczać ze względu na endogeniczność zmiennej *BIRIKL* również, pośrednio, łączna produktywność czynników produkcji; jak wiadomo, *TFP* jest miarą zmian efektywności procesów produkcyjnych, zachodzących pod wpływem postępu technicznego; jej wartości zostały na potrzeby badania oszacowane (zmienna *TFP*), ale bezpośrednie uwzględnienie ich w modelu nie przyniosło oczekiwanych rezultatów; w tej sytuacji można przypuszczać, że *TFP* jest jednym z niemierzalnych, specyficznych dla podregionu czynników składających się na efekty grupowe; jako zmienna endogeniczna *BIRIKL*

<sup>16</sup> Możliwe jest to dzięki zastosowaniu estymatora Hausmana–Taylora. Estymator ten, będący zasadniczo estymatorem uogólnionej metody zmiennych instrumentalnych (GIV), jest też efektywnym estymatorem uogólnionej metody momentów (GMM). Zatem możliwe jest uwzględnienie endogeniczności wybranych zmiennych objaśniających.

jest skorelowana z tymi efektami, wnosi zatem do modelu część informacji w nich zawartych; można więc przypuszczać, że wzrost TFP przyczynia się do wzrostu napływów migracyjnych poprzez wpływ na innowacyjność; dodatkowym uzasadnieniem takiego przypuszczenia jest dość silna korelacja zmiennej  $TFP$  z  $BIRIKL_{t-1}$  ( $r = 0,59$ ).

Bardzo znaczący jest wpływ typu podregionu na poziom migracji. Oznacza to, że o decyzjach migracyjnych przesądzają nie tylko czynniki ekonomiczne. Ponadprzeciętne wielkości napływów obserwuje się w podregionach otaczających duże miasta, co interpretować można dwojako. Z jednej strony odzwierciedla to zmianę stylu życia – chęć zamieszkania poza miastem, w odległości umożliwiającej codzienny dojazd do pracy. Z drugiej strony oznaczać to może, że osoby przyjeżdżające w celach zarobkowych do największych ośrodków miejskich z bardziej odległych lokalizacji nie zamieszkują na terenie aglomeracji, ale w jej najbliższej okolicy. Przyjęcie takiej interpretacji świadczyłoby pośrednio o rozwarstwieniu majątkowym społeczeństwa – wzroście zamożności dotychczasowych mieszkańców aglomeracji (koszty budowy lub kupna domu) i jednocześnie braku środków osób napływających z terenów bardziej odległych na wynajęcie mieszkania w samej aglomeracji.

Udział wariancji efektów grupowych w łącznej wariancji składnika losowego  $u_{it}$  wynosi 0,75. Tak znaczący udział wariancji składowej  $\alpha_i$  oznacza występowanie bardzo silnych, istotnych efektów grupowych. Współczynnik determinacji obliczony na podstawie reszt estymatora Hausmana–Taylora ma wartość 0,61, co świadczy o względnie dobrym dopasowaniu modelu.

## 5. Podsumowanie

W prezentowanej pracy analizowano związek między migracjami do podregionów a ich rozwojem ekonomicznym. Postawiono tezę, że poziom napływów migracyjnych (oprócz stopnia zamożności regionu) zależy od rozwoju gospodarki opartej na wiedzy i typu podregionu. Teza ta została potwierdzona.

Analiza średnich napływów migracyjnych w analizowanym okresie wykazała, że podregiony miejskie charakteryzują się dość umiarkowanymi wartościami zmiennej. Natomiast podregiony, w których średni napływ migracyjny przekracza średnią ogólną liczoną po czasie i po obiektach, to w dużej części te, które otaczają największe aglomeracje lub obejmują zasięgiem inne duże miasta. W analizie determinant migracji skoncentrowano się zatem na czynnikach

ekonomicznych, z uwzględnieniem typu podregionu, wyróżniając, oprócz ośmiu podregionów miejskich, 10 podregionów okołomiejskich.

Ekonometrycznej analizy determinant migracji dokonano na podstawie modelu Hausmana–Taylora. Potwierdzono, że ludność przemieszcza się z regionów biedniejszych do tych, w których poziom życia jest wyższy i w których są większe możliwości znalezienia pracy. Zasadniczy cel pracy, jakim było zbadanie wpływu gospodarki opartej na wiedzy na poziom napływów migracyjnych, został zrealizowany. Stwierdzono, że innowacyjność gospodarki regionu współistniejąca z zasobem kapitału ludzkiego, nowoczesność struktury sektorowej i (pośrednio) poziom TFP są czynnikami przyciągającymi imigrantów. Bardzo znaczący okazał się wpływ typu podregionu na poziom migracji – podregiony okołomiejskie charakteryzują się znacznie większą liczbą zameldowań na pobyt stały niż inne, łącznie z miejskimi. Oznacza to, że o decyzjach migracyjnych nie przesądzają tylko czynniki ekonomiczne.

## Bibliografia

1. Dańska-Borsiak B., *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011.
2. Dańska-Borsiak B., *Factors affecting TFP formation in manufacturing in Poland; application of a dynamic panel data model*, „Polish Journal of Environmental Studies” 2009, vol.18 (5B), s. 75–81.
3. Dańska-Borsiak B., *Zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego województw w Polsce a wielkość migracji międzywojewódzkich*, „Prace Naukowe” Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 7 (Taksonomia 15), Wrocław 2008, s. 364–370.
4. Dańska-Borsiak B., Laskowska I., *The Determinants of Total Factor Productivity in Polish Subregions. Panel Data Analysis*, „Comparative Economic Research” 2012, vol. 15, issue 4, s. 17–29.
5. Florczak W., *Kapitał ludzki a rozwój gospodarczy*, w: *Gospodarka oparta na wiedzy*, red. W. Welfe, PWE, Warszawa 2007, s. 112–172.
6. Ghatak S., Mulhern A., Watson J., *Inter-Regional Migration in Transition Economies: The Case of Poland*, „Review of Development Economics” 2008, vol. 12(1), s. 209–222.
7. Hausman J.A., Taylor W.E., *Panel data and unobservable individual effects*, „Econometrica” 1981, vol. 49, s. 1377–1398.
8. *Krajobrazy migracyjne Polski*, red. P. Kaczmarczyk, M. Lesińska, OBM UW, Warszawa 2013.

9. Kunasz M., *Indeks gospodarowania kapitałem ludzkim*, raport przygotowany na zlecenie Centrum Badań Socjologicznych, VOLUMINA, Szczecin 2010.
10. Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T., *Determinanty migracji międzywojewódzkich w Polsce*, w: *Konkurencyjność rynku pracy i jego podmiotów*, red. D. Kopycińska, Wydawnictwo Katedry Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2005, s. 51–68.
11. LeSage J.P., Pace R.K., *Spatial Econometric Modeling of Origin-Destination Flows*, „Journal of Regional Science” 2008, vol. 48(5), s. 941–967.
12. Pietrzak M.B., Żurek M., Matusik S., Wilk J., *Application of structural equation modeling for analysing internal migration phenomena in Poland*, „Przegląd Statystyczny” 2012, t. 4, s. 487–503.
13. Sarra A.L., Del Signore M., *A dynamic origin-constrained spatial interaction model applied to Poland's inter-provincial migration*, „Spatial Economic Analysis” 2010, vol. 5(1), s. 29–41.

\* \* \*

### **Migrations towards subregions: the influence of economics factors and knowledge-based economy**

In the paper the impact of the knowledge-based economy, especially the human capital level on the migration inflow is analyzed. Other economic determinants are also taken into consideration, according to different types of NUTS-3 regions. An author's measure of human capital was constructed. Among the NUTS-3 regions two groups were discriminated: city-regions and around-city-regions. The inference was based on the Hausman–Taylor estimator.

**Keywords:** panel data, Hausman–Taylor model, migration, knowledge-based economy, human capital