

Jerzy Dzieciuchowicz

Wpływ bezrobocia na wewnętrzne migracje stałe w Polsce w okresie transformacji społeczno-ekonomicznej

Acta Universitatis Lodzianis. Folia Geographica Socio-Oeconomica nr 5, 17-45

2004

Artykuł został zdigitalizowany i opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

Jerzy Dzieciuchowicz

**WPLYW BEZROBOCIA
NA WEWNĘTRZNE MIGRACJE STAŁE W POLSCE
W OKRESIE TRANSFORMACJI SPOŁECZNO-EKONOMICZNEJ**

W artykule został przedstawiony wpływ bezrobocia na wewnętrzne migracje stałe w Polsce w okresie 1990–1995. Po ustaleniu ogólnych właściwości i tendencji zmian rozkładów przestrzennych wielkości i natężenia bezrobocia i migracji definitywnych, określono siłę i kierunek oddziaływania stopy bezrobocia na natężenie napływu i odpływu oraz obrotu i przyrostu migracyjnego, a także na efektywność migracji i ich domknięcie regionalne.

1. UWAGI WSTĘPNE

Transformacja społeczno-ekonomiczna, zapoczątkowana w Polsce w 1989 r., spowodowała radykalne zmiany na rynku pracy (Dach 1993). Znajdują one wyraz m. in. w jawnym bezrobociu, które stało się poważnym problemem społecznym i zaczęło wywierać wpływ na rozwój i strukturę przestrzenną różnych zjawisk ludnościowych. W tym opracowaniu została podjęta problematyka oddziaływania bezrobocia na wewnętrzne migracje stałe w Polsce w okresie 1990–1995. Punktem wyjścia w przyjętej procedurze badawczej było ustalenie ogólnych właściwości i tendencji zmian rozkładów przestrzennych wielkości i natężenia bezrobocia i migracji definitywnych. Główny cel pracy stanowi określenie siły i kierunku wpływu stopy bezrobocia na natężenie napływu i odpływu oraz przyrostu i obrotu migracyjnego, a także na efektywność migracji i ich domknięcie regionalne w układzie wojewódzkim w specyficznych warunkach transformacji społeczno-ekonomicznej. Należy przy tym zaznaczyć, że wysokie bezrobocie występujące w tych warunkach stanowi zupełnie nowy czynnik migracyjny. W systemie nakazowo-rozdzielczym jego znaczenie było znikome ze względu na realizację przez państwo polityki pełnego zatrudnienia.

Dodatkowym zadaniem w tym opracowaniu jest empiryczna weryfikacja założeń dwóch konkurencyjnych koncepcji teoretycznych dotyczących zwią-

ków pomiędzy bezrobociem i migracjami stałymi. W pierwszej koncepcji, odwołującej się do klasycznej teorii ekonomii, przyjęto założenie, że ruchy migracyjne są w głównej mierze przejawem mobilności czynnika pracy (Porter, 1956; Domański, 1990; Dzieciuchowicz, 1995). Postawiona została przy tym hipoteza, iż napływ migracyjny na określonym obszarze jest wprost proporcjonalny do jego atrakcyjności ekonomicznej, rozpatrywanej przede wszystkim pod kątem warunków panujących na rynku pracy, które ewoluują w zależności od koniunktury gospodarczej. Pomiędzy napływem i odpływem migracyjnym zachodzi wtedy odwrotna zależność. Jednakże niektóre badania empiryczne przeczą częściowo tej hipotezie i wskazują, że sam odpływ może być zupełnie niezależny od sytuacji ekonomicznej w danym regionie, pozostając pod wpływem jego charakterystyk ludnościowych (Lowry 1966; Lansing, Mueller 1967). Według drugiej, neoklasycznej koncepcji teoretycznej, skonstruowanej przez Cordey-Hayesa (1975), prawdopodobieństwo odpływu migracyjnego z regionu zależy od sytuacji na lokalnym rynku pracy i zróżnicowania mobilności mieszkańców regionu oraz ich zasobu wiedzy o możliwościach zatrudnienia, istniejących poza własnym regionem. Atrakcyjny rynek pracy w regionach wzrostu ekonomicznego cechuje duża podaż wolnych miejsc pracy i niskie bezrobocie. Warunki te stymulują mobilność zawodową i przestrzenną. Intensywnemu napływowi migracyjnemu towarzyszy wówczas nasilony odpływ. Tymczasem w regionach przeżywających regres gospodarczy niewielka liczba wolnych miejsc pracy i wysokie bezrobocie hamują ruchliwość zawodową, destymulując zarówno napływ, jak i odpływ ludności.

Badając wpływ bezrobocia na migracje należy zwrócić uwagę na fakt, iż samo pojęcie bezrobocia nie jest kategorią jednoznaczną. W ekonomii i ustawodawstwie¹ pojęcie to w sensie ogólnym oznacza występowanie zbiorowości osób pozostających bez pracy, które są zdolne i gotowe do jej podjęcia, aktywnie poszukując możliwości zatrudnienia. Bezrobocie może być rozpatrywane zarówno w ujęciu podmiotowym, jak też przedmiotowym. Pierwsze z nich wyraża indywidualny stan przymusowej bezczynności zawodowej. Często łączy się z nią cierpienia oraz straty moralne i materialne, obniżenie samooceny i prestiżu społecznego jednostek, konflikty rodzinne, negatywne postawy i dewiacje społeczne, deprawacja warunków życia itp. W drugim ujęciu bezrobocie określa stan nierównowagi na rynku pracy, który występuje wtedy, gdy popyt na siłę roboczą jest mniejszy od jej podaży. Pojawia się wówczas wolna siła robocza (niezrealizowana podaż pracy), która nie może znaleźć zatrudnienia.

¹ Zob. Ustawa z dnia 29.12.1989 r. o zatrudnieniu, „Dziennik Ustaw” 1989, 75; zawarte w niej regulacje prawne w późniejszym czasie były wielokrotnie modyfikowane w celu ograniczenia możliwości uzyskiwania statusu bezrobotnego.

Z ekonomicznego punktu widzenia wyróżniane są trzy główne rodzaje bezrobocia: cykliczne, przejściowe i strukturalne (Kwiatkowski 1995a; Młonek, 1994). Bezrobocie cykliczne (konjunkturalne) wywołują okresowe spadki koniunktury gospodarczej, znajdujące wyraz w obniżeniu produkcji i niedostatecznym popycie globalnym. Bezrobocie przejściowe (fluktuacyjne, frykcyjne, płynne) jest równoważne naturalnej czasowej dezaktywizacji zawodowej, wynikającej z przechodzenia pracowników z jednych miejsc pracy na drugie, w związku ze zmianą zawodu, stanowiska, kwalifikacji itp. Bezrobocie strukturalne generuje restrukturyzacja gospodarki narodowej, pobudzana wprowadzaniem nowych technologii (bezrobocie technologiczne) oraz form organizacji i zarządzania. Bezrobocie cykliczne jest uznawane za przymusowe, podczas gdy bezrobocie przejściowe i strukturalne za dobrowolne. Można też zauważyć, że bezrobocie cykliczne i przejściowe ma charakter z natury krótkotrwałe, natomiast bezrobocie strukturalne – długotrwałe². Jedynie niewielką część bezrobocia całkowitego stanowi bezrobocie naturalne, reprezentujące minimalny procent (5–7%) siły roboczej, która nie znajduje zatrudnienia ze względu na niedostosowanie strukturalne gospodarki i konieczny ruch zatrudnienia. Bezrobocie naturalne odpowiada poziomowi bezrobocia dobrowolnego w warunkach równowagi ekonomicznej.

Z formalno-prawnego punktu widzenia należy odróżnić bezrobocie jawne i ukryte. Bezrobocie jawne (formalne) jest utożsamiane z bezrobociem rejestrowanym, zgodnie z obowiązującymi przepisami, przez urzędy pracy. Natomiast bezrobocie ukryte (nierejestrowane, nieformalne, utajone) dotyczy osób formalnie zatrudnionych, które powinny jednak być ujęte w statystyce bezrobocia, ponieważ faktycznie nie pracują w pełnym wymiarze czasu pracy, bądź są zatrudnione na stanowiskach nie wymagających posiadanych przez nich kwalifikacji lub zostały zniechęcone do poszukiwania pracy po długim okresie bezskutecznych prób jej znalezienia. Bezrobocie rejestrowane powinno być pomniejszone o bezrobocie pozorne (fikcyjne), które jest organicznie powiązane z szarą strefą gospodarki i przejawia się w pozorowanym poszukiwaniu pracy przez osoby faktycznie posiadające nielegalne (niejawne) zarobkowe lub niezarobkowe źródła utrzymania. Bezrobocie rzeczywiste można zatem zdefiniować jako sumę bezrobocia jawnego i ukrytego pomniejszoną o bezrobocie pozorne.

Uwarunkowania i następstwa bezrobocia są złożone, a jego zwalczanie niezwykle trudne (Kabaj, 1990, 1992, 1997). Wśród czynników warunkujących bezrobocie na czoło wysuwa się recesja i restrukturyzacja gospodarki oraz nadmierne, nieuzasadnione ekonomicznie zatrudnienie. Masowe bezrobocie,

² Ze względu na czas trwania bezrobocie dzieli się na: 1) krótkookresowe trwające do 3 miesięcy, 2) średniookresowe – od 4 do 6 miesięcy, 3) długookresowe – od 7 do 12 miesięcy, 4) chroniczne – powyżej 12 miesięcy.

zwłaszcza w formie chronicznej, pociąga za sobą szereg negatywnych następstw ekonomicznych, społecznych i politycznych (Zarychta, 1994). Obciąża ono budżet państwa wysokimi kosztami bezpośrednimi (wydatki z Funduszu Pracy, koszty pomocy społecznej dla bezrobotnych i ich rodzin, koszty wcześniejszych emerytur i świadczeń przedemerytalnych, koszty utrzymania instytucji obsługujących bezrobotnych) i pośrednimi (ulgi i zwolnienia fiskalne w regionach szczególnie zagrożonych bezrobociem, ulgi podatkowe i ubezpieczeniowe, luka czynności wytwórczych, koszty bezrobocia w szarej strefie). Ogromne znaczenie mają też niewymierne, ujemne skutki psychospołeczne i moralne bezrobocia (pogorszenie standardu życia bezrobotnych i ich rodzin, zagrożenia w sferze psychicznej bezrobotnych, zakłócenia w ich życiu rodzinnym, nasilanie się patologii społecznej oraz napięć i konfliktów społecznych). Nie można także pominąć pewnych pozytywnych następstw społecznych i ekonomicznych bezrobocia. Dotyczą one w szczególności kształtowania właściwych postaw wobec pracy i jej etosu, racjonalizacji zatrudnienia, wspomagania restrukturyzacji gospodarki, optymalizacji wyboru kwalifikacji i zawodu itp.

Podstawowy materiał źródłowy, wykorzystany w niniejszej pracy, stanowią dostępne informacje pochodzące z bieżącej ewidencji statystycznej bezrobocia i wewnętrznych migracji stałych w Polsce w latach 1990–1995, zestawiane w przekroju wojewódzkim. Jak wiadomo dane statystyczne dotyczące bezrobocia nie mają charakteru wyczerpującego. Obejmują bowiem tylko bezrobocie rejestrowane³. Również informacje statystyczne odnoszące się do wewnętrznych migracji stałych nie są pełne, gdyż dotyczą wyłącznie zmian stałego miejsca zameldowania lub wymeldowania, związanych z przekraczaniem granicy jednostki administracyjnej najniższego rzędu (miasto lub gmina). Ciągłej obserwacji statystycznej nie podlegają zatem migracje dokonywane bez zmiany zameldowania oraz zamknięte w granicach tego samego miasta lub gminy. Badane na podstawie takich danych zależności i ich zmiany mogą być w pewnej mierze zdeformowane.

Dotychczasowe badania przestrzennych aspektów bezrobocia w skali ogólnopolskiej były nieliczne i nie uwzględniały jego wpływu na ruchy migracyjne. Ważniejsze prace z tego zakresu zostały opublikowane przez:

³ Według szacunków GUS w 1995 r. liczba nierejestrowanych zatrudnionych, tj. pracujących w szarej strefie, którzy formalnie mogli być uznani za bezrobotnych, wynosiła aż 2 034 tys. Praca nierejestrowana, traktowana najczęściej jako dodatkowa (56,8%) i doraźna (65%), jest więc zjawiskiem powszechnym, występującym głównie wśród pracowników o niskich kwalifikacjach lub bez kwalifikacji, zatrudnionych przede wszystkim w rolnictwie i ogrodnictwie (25%), budownictwie (14%), remontach (11%) i handlu (8%). Do najczęściej deklarowanych przyczyn pracy w szarej strefie zalicza się: niewystarczające dochody z pracy głównej (63%), trudności znalezienia normalnego zatrudnienia (39%), zbyt wysokie podatki (24%) i składki ubezpieczeniowe (16%). Zob. *Monitoring rynku pracy. Praca nierejestrowana w Polsce w 1995 r.*, GUS, Warszawa 1996.

żową (1992); Gawryszewskiego (1993); Grzeszczyka (1990); atkowskiego (1995b); Kwiatkowskiego, Lehmana, Shaf- (1992); Nowakowską (1993); Paryska (1993); Sikorską); Stasiaka (1995); Zioło (1993).

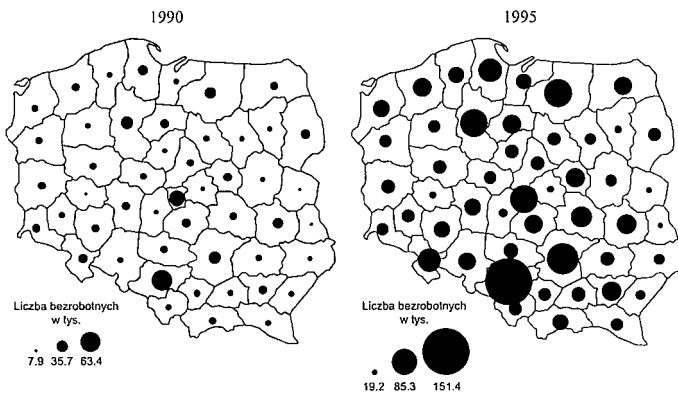
2. ROZWÓJ I ZMIENNOŚĆ PRZESTRZENNA BEZROBOCIA

a początku transformacji społeczno-ekonomicznej nastąpił w kraju rykły dynamiczny wzrost bezrobocia, skutek czego Polska nagle ła włączona do grona państw europejskich o najwyższym poziomie bicia. Według danych z końca 1989 r. liczba zarejestrowanych bez- nych w całym kraju wynosiła zaledwie 10 tys., natomiast w ciągu npego roku wzrosła aż do 1126,1 tys. Przy słabnącym z roku na rok e wzrostu, bezrobocie osiągnęło maksymalną wielkość, wynoszącą 6 tys., pod koniec 1993 r. Dwa następne lata przyniosły – w warun- niskiego wzrostu zatrudnienia i dużego przyrostu zasobów pracy ażny spadek liczby bezrobotnych (do 2628,8 tys. w 1995 r.). W znacz- zęści wynika on jednak ze zmian regulacji prawnych dotyczących dnienia i bezrobocia. Podobną tendencję rozwojową wykazywała też e bezrobocia rejestrowanego⁴, która z 6,5% w 1990 r. wzrosła aż do 6 w 1993 r., aby w końcu całego analizowanego okresu obniżyć się 1,9%. W latach 1990–1995 struktura bezrobotnych odznaczała się stałą yżką liczebną kobiet w stosunku do mężczyzn, ogólnym trendem owym udziału posiadających prawo do zasiłku oraz absolwentów średnich, policealnych i wyższych. Wskazane wyżej, różnokierunkowe y wielkości i struktury bezrobocia w Polsce uniemożliwiają jedno- ną ich ocenę.

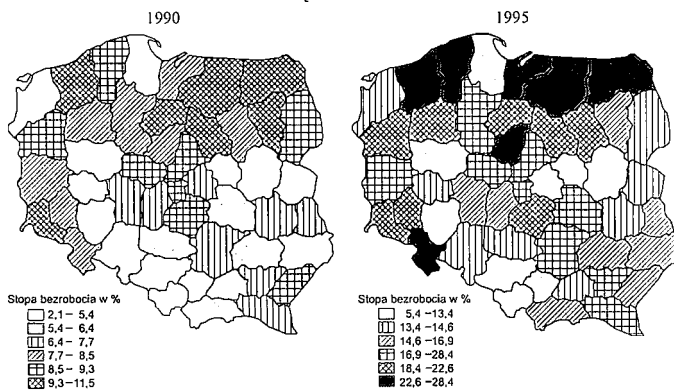
a samym początku badanego okresu ukształtował się specyficzny ad przestrzenny wielkości bezrobocia, pozostającej w prostej zależności gólnej podaży miejsc pracy (rys. 1). Typowy (klasyczny) obszar mości liczby bezrobotnych mieścił się wtedy w przedziale od 13,2 tys. 7 tys. Liczba bezrobotnych przekraczała górną granicę tego przedziału j. katowickim, kieleckim, łódzkim, bydgoskim i olsztyńskim, gdzie e skoncentrowało się aż 224,9 tys. bezrobotnych, tj. 1/5 ogólnej ich e. Natomiast wielkość bezrobocia nie osiągnęła dolnej granicy podanego

⁴Śłopa bezrobocia rejestrowanego stanowi procentowy udział bezrobotnych w liczbie zj ludności aktywnej zawodowo (pracujących i bezrobotnych), tj. bez odbywających e służbę wojskową oraz pracowników jednostek budżetowych resortów obrony narodowej w wewnętrznych.

A. Wielkość bezrobocia



B. Natężenie bezrobocia



Rys. 1. Struktura przestrzenna bezrobocia w Polsce w latach 1990-1995

przedziału w woj. chełmskim, białskopodlaskim i leszczyńskim. W 1995 r. dużo liczniejsza – w stosunku do stanu wyjściowego – populacja bezrobotnych była rozmieszczona bardzo podobnie. Tym razem typowa liczba bezrobotnych w województwie obejmowała przedział od 30,6 tys. do 76,7 tys. Wyjątkowo dużymi rozmiarami bezrobocia (> 76,7 tys.) wyróżnia się woj. katowickie, łódzkie, bydgoskie, olsztyńskie i gdańskie. Województwa te skupiają łącznie aż 601,1 tys. bezrobotnych (22,9%). Z kolei, liczbę osób pozostających bez pracy mniejszą od typowej notujemy w woj. chełmskim, białskopodlaskim, leszczyńskim, skierniewickim, łomżyńskim i sieradzkim.

W latach 1990–1995 największy przyrost absolutny liczby bezrobotnych (> 45 tys.) wystąpił w głównych regionach ich koncentracji, obejmujących woj. katowickie, radomskie, wałbrzyskie, bydgoskie, gdańskie i olsztyńskie. Natomiast bardzo wysokie tempo wzrostu (> 280%) bezrobocia wykazywały województwa: wałbrzyskie, opolskie, elbląskie, radomskie, wrocławskie, śląskie, koszalińskie i szczecińskie. Jak widać, z wyjątkiem woj. wałbrzyskiego i radomskiego są to obszary o niezbyt wysokim przyroście absolutnym liczby bezrobotnych. Równocześnie nastąpiły istotne zmiany kształtu rozkładu terytorialnego wielkości bezrobocia, znajdujące swój wyraz przede wszystkim w prawie 2,5-krotnym wzroście średniej (arytmetycznej) liczby bezrobotnych w województwie, przy nieznacznym podwyższeniu wysokiego już poziomu zmienności i kurtozy tego rozkładu i niewielkim spadku jego silnej asymetrii prawostronnej.

Układ przestrzenny stopy bezrobocia w roku wyjściowym był zupełnie inaczej – w porównaniu z układem wielkości bezrobocia – ukształtowany, wykazując dość niską dyspersję, silną asymetrię lewostronną i słabą kurtozę (tab.1). Typowy rozstęp natężenia bezrobocia wyznaczały wtedy wartości: 4,9–9,2%. Natężenie przewyższające górną granicę tego rozstępu cechowało woj. koszalińskie, suwalskie, olsztyńskie, łomżyńskie, ciechanowskie, toruńskie i jeleniogórskie. Są to obszary pogrążone w głębokiej depresji ekonomicznej. Upadek rolnictwa uspołecznionego lub przemysłów surowcowych i tradycyjnych jest tam z reguły zbieżny z niskim poziomem urbanizacji, niedostatecznym rozwojem infrastruktury technicznej i społecznej, a także z niskimi przeciętnymi kwalifikacjami siły roboczej. W najkorzystniejszej sytuacji, ze względu na nietypowo niską stopę bezrobocia (< 4,9%), znajduje się woj. katowickie, krakowskie, bielskie, opolskie, wrocławskie, poznańskie, warszawskie i szczecińskie. Należy zaznaczyć, że właśnie w tych województwach niewielkiemu natężeniu bezrobocia odpowiada wysoki poziom rozwoju społeczno-ekonomicznego, o którym w istocie decydują położone tam, wielofunkcyjne aglomeracje miejskie, odznaczające się szczególną podatnością na innowacje i przekształcenia ekonomiczne.

Tabela 1

Parametry rozkładu przestrzennego stopy bezrobocia w Polsce w latach 1990–1995*

Parametry	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Średnia arytmetyczna	7,04	12,72	14,92	18,16	17,78	16,83
Mediana	7,3	12,8	14,4	17,6	17,3	16,4
Odchylenie standardowe	2,11	3,58	4,41	5,62	5,34	5,10
Minimum	2,1	4,2	5,9	7,6	6,5	5,4
Maksimum	11,5	18,6	24,1	30,3	29,8	28,4
Kwartyl dolny	5,8	10,7	11,6	14,3	14,5	13,6
Kwartyl górny	8,5	15,8	17,4	20,8	19,8	19,1
Współczynnik asymetrii	-0,28	-0,38	0,31	0,44	0,45	0,33
Współczynnik kurtozy	-0,53	-0,52	-0,36	-0,11	0,15	0,18
Współczynnik zmienności	29,94	28,10	29,52	30,96	30,04	30,31

* Podane statystyki opisowe zostały obliczone – w oparciu o dane dla 49 województw – przy użyciu komputerowego pakietu statystycznego Statgraphics.

Na końcu analizowanego przedziału czasowego, pomimo wyższej – w stosunku do stanu początkowego – stopy bezrobocia, w jej układzie terytorialnym nie nastąpiły zasadnicze zmiany. Ekstremalne wartości typowego obszaru zmienności tego wskaźnika osiągnęły: 11,7% i 21,4%. Zasięg obszarów o poziomie bezrobocia wyższym od typowego rozszerzył się, obejmując woj. koszalińskie, śląskie, elbląskie, olsztyńskie, suwalskie, wrocławskie, ciechanowskie i wałbrzyskie. Ta kategoria województw – analogicznie jak w roku wyjściowym – reprezentuje obszary zacofane gospodarczo. Z drugiej strony, nietypowo niskie natężenie bezrobocia nadal cechowało takie krajowe bieguny wzrostu gospodarczego, jakie tworzą województwa: warszawskie, poznańskie, krakowskie, katowickie, bielskie i wrocławskie. Zmiany kształtu rozkładu przestrzennego stopy bezrobocia, które miały miejsce w latach 1990–1995, polegały przede wszystkim na znacznym wzroście jego wartości centralnej i kurtozy oraz na przekształceniu silnej asymetrii lewostronnej w prawostronną.

Równocześnie ewoluowały główne czynniki warunkujące skalę bezrobocia na terenie kraju. W początkowej fazie przechodzenia od gospodarki nakazowo-rozdzielczej do rynkowej podstawowym źródłem bezrobocia – zdaniem K a b a j a (1990, 1992) – nie były ani zmiany strukturalne, ani też ograniczenie bezrobocia utajonego, lecz głęboka recesja gospodarcza, podczas której ogromnemu spadkowi produkcji oraz popytu konsumpcyjnego i inwestycyjnego towarzyszył nadmierny wzrost importu, przy niedostatecznej ochronie rynku wewnętrznego, obniżeniu ceł i oderwaniu kursu walut obcych od inflacji wewnętrznej, co wiązało się ze znacznym obniżeniem rentowności i konkurencyjności większości polskich przedsiębiorstw. Oprócz tego do wzrostu

bezrobocia przyczyniło się poważne zadłużenie licznych zakładów wytwórczych i usługowych, spadek koniunktury eksportowej na tradycyjnych rynkach zbytu, wadliwe sformułowanie pierwszych przepisów dotyczących bezrobocia oraz znaczny przyrost ludności w wieku produkcyjnym. Wraz z upływem czasu coraz większy wpływ na rozmiary bezrobocia wywierała reorganizacja i restrukturyzacja gospodarki oraz utrzymywanie lub zwiększanie obciążeń i ograniczeń nakładanych przez państwo na pracodawców (wysokie stawki podatkowe i składki ubezpieczeniowe, certyfikacja wyrobów, zwiększenie uprawnień pracobiorców w znowelizowanym kodeksie pracy).

Bezpośrednią przyczyną bezrobocia są zwolnienia dokonywane przez zakłady pracy lub samych pracowników. W 1990 r. udział zwolnionych z przyczyn dotyczących zakładu pracy w całym kraju wynosił 16,3%. Po przejściowym wzroście udział ten obniżył się do 9,8% w 1995 r. Układ przestrzenny tego wskaźnika w całym badanym okresie był nieregularny, a najwyższe jego wartości utrzymywały się głównie w południowej i środkowo-wschodniej części kraju.

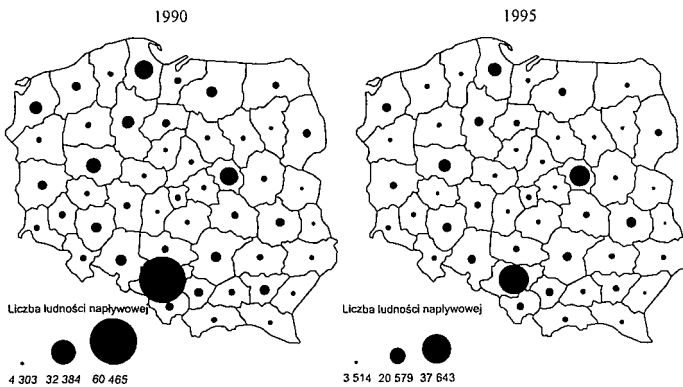
3. ROZWÓJ I ZRÓŻNICOWANIE PRZESTRZENNE MIGRACJI

3.1. Wielkość i natężenie napływu i odpływu ludności

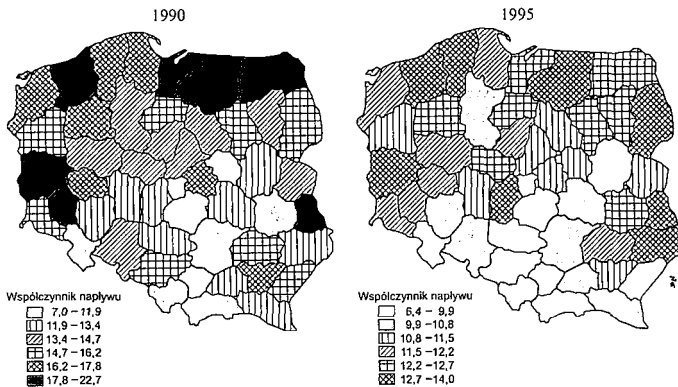
Napływ migracyjny. Pod wpływem zachodzących przemian gospodarczych i społeczno-politycznych mobilność przestrzenna ludności Polski w latach 1990–1995 wykazywała ogólną tendencję spadkową. Świadczy o tym dobitnie spadek wielkości wewnętrznego napływu migracyjnego w skali ogólnokrajowej – równoważnego odpływowi – z 529,9 tys. w 1990 r. do 419,7 tys. w 1995 r., czyli aż o 110,2 tys. (20,8%). Choćby absolutny spadek napływu następował systematycznie z roku na rok, to jego tempo zmieniało się nieregularnie. Wyjątkowo dynamiczna obniżka napływu w stosunku do roku poprzedniego (o 88,8%) miała miejsce w roku 1990.

Na początku analizowanego okresu wartości typowego (pozycyjnego) obszaru zmienności wielkości napływu w przekroju wojewódzkim – w znaczej mierze uzależnione od potencjału ludnościowego i społeczno-ekonomicznego – zawierały się w przedziale od 6,3 tys. do 11,2 tys. Liczba ludności napływowej przewyższała górną granicę tego przedziału w woj. zielonogórskim, wrocławskim, opolskim, katowickim, krakowskim, rzeszowskim, kieleckim, lubelskim, warszawskim, poznańskim, bydgoskim, olsztyńskim, gdańskim, koszalińskim i szczecińskim (rys. 2). Z kolei wyjątkowo niski napływ migracyjny nie dochodzący do dolnej granicy podanego wyżej przedziału

A. Wielkość napływu migracyjnego



B. Natężenie napływu migracyjnego



Rys. 2. Struktura przestrzenna napływu migracyjnego w Polsce w latach 1990–1995

cechował woj. białkopodlaskie, łomżyńskie, ostrołęckie, chełmskie, przemyskie, krośnieńskie, leszczyńskie, sieradzkie i wrocławskie. Omawiany rozkład terytorialny znamionuje zarówno bardzo silna dyspersja ($V = 78,1\%$), jak też asymetria prawostronna ($A = 4,53$) i kurtoza ($K = 25,3$).

Napływ migracyjny w 1995 r. – w stosunku do stanu wyjściowego – obniżył się we wszystkich województwach, z wyjątkiem warszawskiego i sieradzkiego. Jednakże układ przestrzenny napływu zmienił się w niewielkim stopniu. Wyjątkowo duże rozmiary napływu przekraczające jego typowe wartości ($> 8,7$ tys.) reprezentują województwa: szczecińskie, gdańskie, olsztyńskie, bydgoskie, warszawskie, poznańskie, białostockie, lubelskie, kieleckie, krakowskie, bielskie i katowickie, natomiast napływ niższy od typowego ($< 4,2$ tys.) zaznaczał się na obszarze obejmującym woj. białkopodlaskie, łomżyńskie, chełmskie, przemyskie, leszczyńskie i skierniewickie. Podczas całego rozpatrywanego okresu wielkość i dynamika spadku napływu były najwyższe w środkowej i wschodniej części kraju. Obniżce napływu towarzyszyła zmiana kształtu jego rozkładu przestrzennego, związana w szczególności z dużym spadkiem (o 20,8%) przeciętnej wielkości napływu wojewódzkiego (do 8,6 tys.) i wysokiej kurtozy ($K = 14,1$), a nieco mniejszym – bardzo silnej zmienności ($V = 67,5\%$) i dodatniej asymetrii ($A = 3,39$).

Natężenie napływu migracyjnego w skali ogólnokrajowej od początku badanego okresu – uzależnione od postępującego spadku samych rozmiarów napływu i malejącego przyrostu rzeczywistego ludności – obniżało się corocznie w szybkim tempie. O ile w 1990 r. współczynnik napływu dochodził do 13,9%, to po upływie pięciu lat obniżył się do 10,9%, tj. o 21,6%. Tempo obniżki tego parametru okazało się przy tym nieco wyższe od równoczesnego spadku samej liczby ludności napływowej. Można również zauważyć, iż rozkład terytorialny natężenia napływu różni się diametralnie od rozkładu wielkości napływu. Świadczy o tym bardzo słaba zależność pomiędzy wielkością i natężeniem napływu w województwach, występująca zarówno na początku ($r = 0,075$), jak też na końcu badanego okresu ($r = -0,172$).

Granice typowego (klasycznego) obszaru zmienności natężenia napływu wojewódzkiego w 1990 r. wyznaczały wartości: 11,4% i 17,3%. Natężenie wyższe od typowego notujemy w woj. koszalińskim, elbląskim, olsztyńskim, suwalskim, chełmskim, rzeszowskim, zielonogórskim i legnickim, a niższe – w woj. warszawskim, lubelskim, nowosądeckim, krakowskim, bielskim, piotrkowskim i łódzkim. Analizowany układ przestrzenny cechuje umiarkowana dyspersja, asymetria dodatnia i kurtoza (tab. 2). Układ ten w 1995 r. nie zmienił się istotnie, mimo że typowy rozstęp współczynnika napływu obniżył się do poziomu: 9,8–12,7%. Wartości tego współczynnika wyższe od typowych są tym razem charakterystyczne dla woj. koszalińskiego, olsztyńskiego, białostockiego, chełmskiego, zamojskiego, sieradzkiego i zielonogórskiego, natomiast

Tabela 2

Parametry rozkładu przestrzennego podstawowych miar migracyjnych w Polsce w latach 1990–1995^a

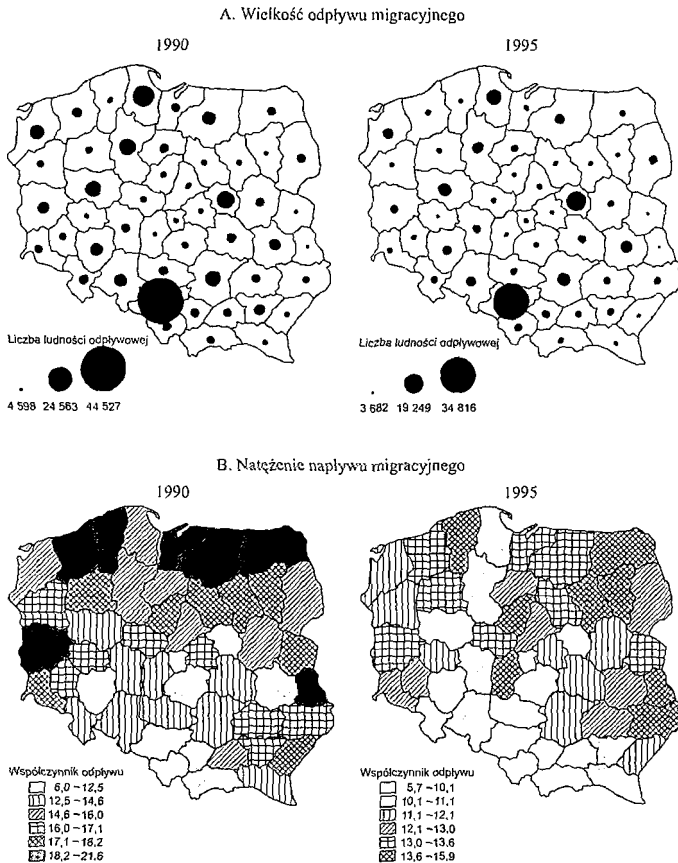
Parametry	Współczynniki migracyjne											
	napływ		odpływ		obróć		przyrost		efektywność		domknięcie	
	1990	1995	1990	1995	1990	1995	1990	1995	1990	1995	1990	1995
Średnia arytmetyczna	14,36	11,25	15,19	11,76	29,55	23,01	-0,82	-0,51	-2,59	-1,84	62,61	60,62
Mediana	14,62	11,49	15,78	11,95	30,10	23,21	-1,04	-0,64	-3,61	-2,33	62,95	61,10
Odchylenie standardowe	2,94	1,48	3,13	2,07	5,84	3,39	1,66	1,22	6,11	5,48	6,09	6,03
Minimum	7,04	6,43	5,97	5,73	13,01	12,15	-3,58	-3,38	-12,15	-12,15	41,79	40,74
Maksimum	22,72	13,96	21,64	15,86	44,36	28,70	4,10	2,83	15,18	14,91	77,11	74,53
Kwartył dolny	12,11	10,27	13,20	10,55	26,27	20,76	-1,91	-1,26	-6,74	-5,84	59,44	57,50
Kwartył górny	16,16	12,30	17,20	13,18	32,70	25,52	0,07	0,37	0,29	1,38	66,45	64,29
Współczynnik asymetrii	0,16	-0,70	-0,71	-0,58	-0,31	-0,71	0,62	0,24	0,83	0,75	-0,75	-0,67
Współczynnik kurtozy	0,44	0,93	0,99	0,63	0,83	0,89	0,35	0,39	0,57	0,70	2,26	1,85
Współczynnik zmienności	20,44	13,18	20,62	17,59	19,76	14,72	x	x	x	x	9,73	9,95

^a Zob. uwaga do tab. 1.

niższe – dla woj. siedleckiego, nowosądeckiego, krakowskiego, katowickiego, piotrkowskiego, łódzkiego i wałbrzyskiego. Obniżka natężenia napływu, występująca w latach 1990–1995 prawie na całym obszarze kraju, reprezentując rozkład terytorialny będący negatywnym odbiciem rozkładu samego poziomu tego natężenia. Zarówno absolutny spadek intensywności napływu ($< -4\%$), jak również jego tempo ($< 80\%$) okazały się najwyższe przede wszystkim w północnej i zachodniej części kraju.

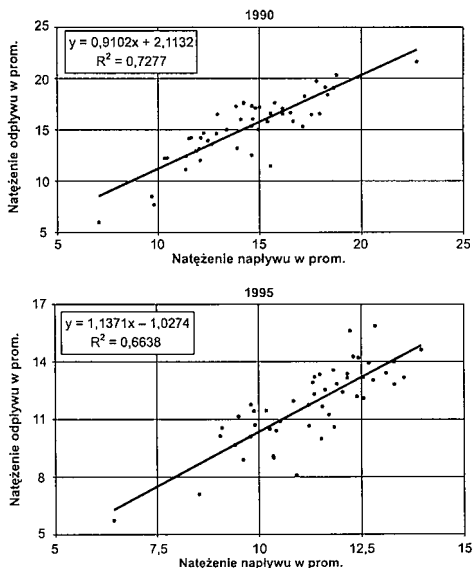
Odptyw migracyjny. Układ terytorialny wielkości odptywu migracyjnego w 1990 r. (rys. 3) był uderzająco podobny do układu napływu. Potwierdza to bardzo wysoki współczynnik korelacji ($r = 0,985$) pomiędzy rozmiarami wojewódzkiego odptywu i napływu ludności. Przeciętny odptyw w województwie wynosił wtedy 10,8 tys. Największym odptywem wyróżniało się woj. katowickie (44,5 tys.), a najmniejszym – chełmskie (4,6 tys.). Dysproporcje międzyregionalne w wielkości odptywu były duże ($V = 56,2\%$), chociaż nie dorównywały zmienności regionalnej napływu. W rozkładzie przestrzennym odptywu uwidaczniała się też silna asymetria prawostronna ($A = 3,82$) i kurtoza ($K = 19,6$). Do końca badanego okresu rozkład ten, pomimo znacznego spadku (o 20,8%) przeciętnej wielkości odptywu (do 8,6 tys.), nie zmienił się istotnie, pozostając nadal w niemal funkcyjnym związku z rozkładem napływu ($r = 0,983$). Skrajne wartości odptywu w 1995 r. – tak samo jak w roku wyjściowym – zostały przypisane odpowiednio: maksymalna (34,8 tys.) woj. katowickiemu, a minimalna (3,7 tys.) – chełmskiemu. W dalszym ciągu utrzymywała się bardzo wysoka zmienność przestrzenna rozpatrywanego rozkładu ($V = 56,5\%$) oraz jego prawostronna asymetria ($A = 3,71$) i kurtoza ($K = 18,0$). Różnice absolutne pomiędzy wielkością odptywu w roku 1995 i 1990 są najmniejsze w środkowej i wschodniej części kraju. Na tym samym obszarze tempo spadku rozmiarów odptywu było również dużo niższe aniżeli w innych regionach. Jedynie w woj. warszawskim obserwujemy wzrost odptywu (o 1007 osób).

Natężenie odptywu migracyjnego w przekroju wojewódzkim na początku okresu transformacji było bardzo słabo skorelowane ($r = -0,263$) z jego wielkością, pozostając równocześnie w silnym dodatnim związku statystycznym ($r = 0,853$) z natężeniem napływu (rys. 4). Przeciętne natężenie odptywu wojewódzkiego dochodziło wówczas do 15,2‰. Minimalna wartość współczynnika odptywu, wynosząca 6,0‰, wystąpiła w woj. łódzkim, a maksymalna – równa 21,6‰ – w koszalińskim. Rozkład przestrzenny tego współczynnika – podobnie jak współczynnika napływu – odznacza się dość dużą asymetrią lewostronną ($A = -0,71$) oraz umiarkowaną zmiennością ($V = 20,6\%$) i kurtozą niewiele wyższą od normalnej. Podobne ogólne własności zachował ten rozkład również w 1995 r. Analogicznie jak w roku wyjściowym, różni się on istotnie od rozkładu wielkości odptywu ($r = -0,407$), upodabniając się



Rys. 3. Struktura przestrzenna odpływu migracyjnego w Polsce w latach 1990–1995

zarazem do rozkładu natężenia napływu ($r = 0,815$). Przeciętne natężenie odpływu wojewódzkiego obniżyło się do 11,8‰ (o 22,5%), podczas gdy wartości ekstremalne odpowiednio: minimalna do 5,7‰ w woj. łódzkim, a maksymalna do 15,9‰ w zamojskim. W tym samym czasie zmniejszyła się też dyspersja analizowanego rozkładu ($V = 17,6\%$) oraz jego lewostronna asymetria ($A = -0,58$) i kurtoza ($K = 0,63$).



Rys. 4. Zależność pomiędzy natężeniem napływu i odpływu migracyjnego w Polsce w latach 1990–1995

3.2. Objętość, saldo i efektywność migracji

Objętość migracji. Rozkład przestrzenny objętości migracji upodabnia się do prezentowanych wyżej rozkładów jej elementów składowych. W roku wyjściowym o dużych dysproporcjach międzyregionalnych w obrocie migracyjnym świadczy fakt, iż najwyższą – w przyjętym podziale terytorialnym

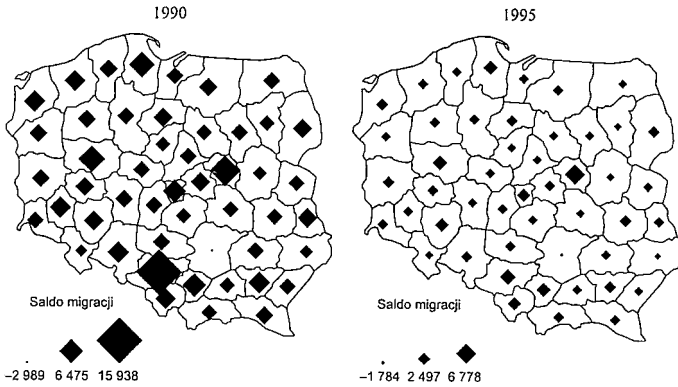
– jego wielkość notujemy w woj. katowickim, gdzie dochodziła ona do 105 tys., przy ponad 10-krotnie niższej wielkości minimalnej (9,2 tys.), występującej w woj. chełmskim. Ogólny kształt rozważanego rozkładu cechuje, przy wartości przeciętnej równej 21,6 tys., bardzo duża zmienność oraz asymetria prawostronna i kurtoza. Pod koniec badanego okresu, ze względu na równoczesny spadek wielkości napływu i odpływu ludności, empiryczny obszar zmienności obrotu migracyjnego obniżył się poważnie, przyjmując wartości od 7,2 tys. w woj. chełmskim do 72,5 tys. w katowickim. Można przy tym zauważyć, że dolna granica tego przedziału obniżyła się – w stosunku do poziomu wyjściowego – w mniejszym stopniu (o 21,7%), aniżeli górna (o 31,0%). Równocześnie zmniejszyła się znacznie przeciętna objętość migracji wojewódzkiej (o 20,8%), natomiast tylko w niewielkim stopniu jej bardzo silna asymetria prawostronna i kurtoza. Absolutny ubytek obrotu migracyjnego osiągnął szczególnie duże rozmiary w regionie górnośląskim (woj. katowickie: 32,5 tys.) oraz w północnej części kraju.

Podczas transformacji społeczno-ekonomicznej w ślad za spadkiem wielkości obrotu migracyjnego w większości województw obniżyła się również jego natężenie. W 1990 r. wartość przeciętna wskaźnika obrotu migracyjnego w województwie wynosiła bowiem 29,6‰, podczas gdy w 1995 r. zmniejszyła się do 23,6‰, tj. o 22,3%. Tymczasem układ przestrzenny tego parametru – podobnie jak współczynników napływu i odpływu – nie podlegał znacznym zmianom. Natężenie obrotu migracyjnego utrzymywało się na poziomie ponadprzeciętnym głównie w zachodniej i północnej części kraju. W rozkładzie terytorialnym tego natężenia zaznaczyła się przy tym wyraźna tendencja wzrostowa słabej asymetrii ujemnej, przy spadkowym trendzie umiarkowanej zmienności i kurtozy.

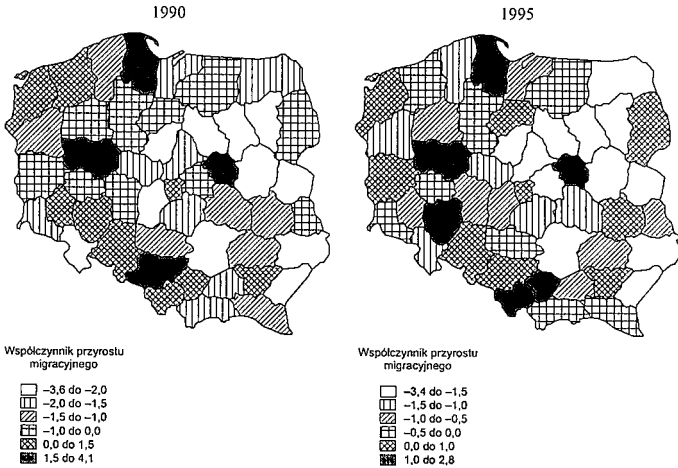
Saldo migracji. Na początku transformacji saldo migracji w przekroju wojewódzkim było bardzo silnie zróżnicowane (rys. 5). Stosunkowo wysokie wartości (> 1,5 tys.) osiągało ono tylko w najsilniej zurbanizowanych i uprzemysłowionych regionach kraju, a zwłaszcza w woj. katowickim, warszawskim, poznańskim i gdańskim. Łączna wielkość przyrostu migracyjnego w tych 4 województwach wynosiła + 26,3 tys. Jednakże częściej na terenie kraju występowało saldo ujemne, uzyskując relatywnie niskie wartości bezwzględne. W czołówce województw wykazujących ubytek migracyjny (< -1,5 tys.) uplasowało się woj. kieleckie, wałbrzyskie, zamojskie, siedleckie i włocławskie. Reprezentują one regiony zacofane gospodarczo, w których globalny ubytek migracyjny dochodził do -9,9 tys.

Pomimo ogólnego obniżenia i wyrównania poziomu przyrostu migracyjnego w skali wojewódzkiej pod koniec badanego okresu, jego układ przestrzenny okazał się w znacznym stopniu ($r = 0,68$) zbieżny z układem wyjściowym. Tym razem największy dodatni przyrost notujemy w woj. war-

A. Wielkość przyrostu migracyjnego



B. Natężenie przyrostu migracyjnego



Rys. 5. Rozkład przestrzenny przyrostu migracyjnego w Polsce w latach 1990–1995

szawskim (6,8 tys.), a ujemny w kieleckim (-1,8 tys.). Do wydatnej poprawy bilansu wymiany migracyjnej w latach 1990–1995 doszło przede wszystkim w woj. warszawskim, lubelskim, kieleckim, bielskim, nowosądeckim, walbrzyskim, wrocławskim i zielonogórskim. Wprost przeciwnie, poważne pogorszenie tego bilansu obserwujemy głównie w północno-zachodniej i południowej części kraju, a także w regionie poznańskim i łódzkim. Najwyższą dynamiką wzrostu migracji netto cechują się województwa: wrocławskie, chełmskie i bielskie.

Natężenie przyrostu migracyjnego na obszarze kraju w całym przyjętym okresie badawczym pozostawało w silnej dodatniej zależności od jego absolutnej wielkości (1990: $r = 0,76$; 1995: $r = 0,84$). Stąd też układy terytorialne wielkości i natężenia migracji netto są do siebie bardzo podobne, odwzorowując zarazem dysproporcje międzyregionalne w poziomie rozwoju społeczno-ekonomicznego. Do typowego obszaru zmienności współczynnika przyrostu migracyjnego w 1990 r. należały wartości od $-2,5\%$ do $+0,8\%$. Wartości niższe od dolnej granicy tego przedziału cechują głównie środkowo-wschodnie obszary kraju, a wartości przewyższające granicę górną – Ziemie Zachodnie, Dolny i Górny Śląsk oraz regiony miejskie Łodzi i Warszawy. Omawiany rozkład wykazuje umiarkowaną asymetrię dodatnią i kurtozę.

W 1995 r. zawężony – w porównaniu z rokiem wyjściowym – typowy obszar zmienności natężenia przyrostu migracyjnego zawiera się w przedziale od $-1,7\%$ do $+0,7\%$. Natężenie przekraczające górną granicę tego przedziału wykazują obszary najsilniej rozwinięte gospodarczo, położone w zachodniej i południowej części Polski, podczas gdy natężenie niższe od dolnej granicy znamionuje regiony zacofane, znajdujące się w środkowo-wschodniej części kraju. W latach 1990–1995 absolutny przyrost współczynnika salda migracyjnego, reprezentujący nieregularny układ przestrzenny, osiągnął stosunkowo wysokie wartości ($> 1,3\%$) w woj. zielonogórskim, jeleniogórskim, białkopodlaskim i lubelskim. Istotny ubytek wartości tego współczynnika ($< -0,4\%$) uwidocznił się w woj. szczecińskim, gdańskim, koszalińskim, poznańskim, legnickim, opolskim, katowickim, rzeszowskim i chełmskim. Jednocześnie największą dynamikę przyrostu natężenia migracji netto obserwujemy w woj. śląskim, suwalskim, skierniewickim, warszawskim, wrocławskim, bielskim, krakowskim i chełmskim.

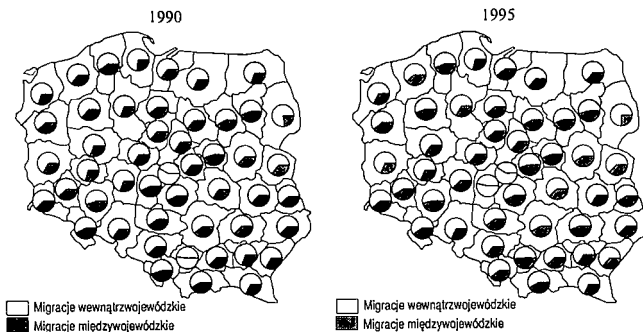
Efektywność migracji. Ewolucja układu terytorialnego efektywności migracji – mierzonej stosunkiem ich salda do objętości – w Polsce podczas transformacji społeczno-ekonomicznej kształtowała się w głównej mierze pod wpływem zmian samego przyrostu migracyjnego (1990: $r = 0,78$; 1995: $r = 0,88$). W roku wyjściowym przeciętny poziom tej efektywności w skali wojewódzkiej był niski ($E = -2,59\%$). Najkorzystniejsze relacje pomiędzy saldem i objętością

migracji wytworzyły się wtedy w regionach silnie zurbanizowanych i uprzemysłowionych (woj. gdańskie, poznańskie, warszawskie, łódzkie, legnickie, katowickie, krakowskie i rzeszowskie). Na przeciwległym biegunie – z uwagi na wysoką ujemną efektywność migracji ($E < -8\%$) – znalazły się zacofane gospodarczo regiony wiejskie środkowo-wschodniej Polski.

Układ przestrzenny wskaźnika efektywności migracji w 1995 r. nie różnił się istotnie od układu wyjściowego ($r = 0,84$), mimo że średnia efektywność uległa pewnej poprawie ($E = -1,84\%$). Nadal relatywnie wysoki stopień efektywności ($E > 4\%$) utrzymywał się w strefach najbardziej rozwiniętych gospodarczo. Zasięg obszarów o efektywności niższej od przeciętnej został znacznie zawężony. Wyjątkowo niską efektywność ($E < 7\%$) miały migracje ludności marginalnej, wschodniej części kraju. W ciągu całego analizowanego okresu korzystne zmiany efektywności ruchów migracyjnych miały miejsce przeważnie na obszarach o przeciętnym lub niskim poziomie rozwoju społeczno-ekonomicznego (woj. zielonogórskie, jeleniogórskie, sieradzkie, wrocławskie, lubelskie i nowosądeckie). Tymczasem do poważnego obniżenia efektywności migracji doszło w rozczłonkowanych obszarach, różniących się zarówno stopniem, jak też dynamiką i strukturą aktywności ekonomicznej (woj. koszalińskie, suwalskie, łódzkie, skierniewickie, legnickie, opolskie, katowickie, chełmskie, przemyskie). Pod względem tempa wzrostu tej efektywności ($> 140\%$) czołowe miejsca w kraju zajmują takie województwa – wykazujące duże rozpiętości w poziomie rozwoju gospodarczego – jak gorzowskie, śląskie, suwalskie, skierniewickie, wrocławskie, bielskie, krakowskie i chełmskie.

3.3. Domknięcie regionalne migracji

Zgodnie z ogólną prawidłowością (A. Gawryszewski, 1989), w ciągu badanego okresu większy udział w całkowitym obrocie migracyjnym województw z reguły miały migracje wewnątrzwojewódzkie, aniżeli międzywojewódzkie (rys. 6). Na początku transformacji przeciętny stopień domknięcia regionalnego migracji – wyrażony stosunkiem objętości migracji wewnątrzwojewódzkich do ogólnej objętości migracji wojewódzkich – wynosił 62,6% i był słabo zróżnicowany przestrzennie ($V = 9,7\%$). Typowa rozpiętość tego stopnia w województwach wahała się od 56,5% do 68,7%. Z reguły jego wartości wykraczające poza górną granicę podanego przedziału występują w regionach typowo rolniczych, gdy tymczasem dolnej granicy nie osiągają obszary silnie zurbanizowane i urbanizujące się. Jedynie w woj. łódzkim i krakowskim ruchy międzyregionalne są liczniejsze od wewnątrzregionalnych, co pozwala zaliczyć te województwa do otwartych pod względem migracyjnym.



Rys. 6. Domknięcie regionalne migracji w Polsce w latach 1990–1995

Do końca analizowanego okresu układ przestrzenny wskaźnika domknięcia regionalnego migracji wojewódzkich zmienił się w niewielkim stopniu, zachowując nadal małą zmienność przestrzenną ($V = 9,9\%$). Zjawiskiem symptomatycznym jest przy tym widoczna obniżka przeciętnej wartości tego wskaźnika ($D = 60,6\%$), wymuszona prawdopodobnie trudną sytuacją ekonomiczną wielu województw. Typowa jego rozpiętość w 1995 r. wynosi: 54,6–66,6%. Podobnie jak w roku wyjściowym, wyższym domknięciem regionalnym migracji wyróżniają się obszary słabo zagospodarowane, a niższym – gospodarczo rozwinięte. W latach 1990–1995 wzrost udziału migracji wewnątrzwojewódzkich w ogólnej objętości migracji wojewódzkich wystąpił głównie w południowej części kraju, a także w regionie warszawskim i lubelskim. Natomiast znaczny jego spadek zaznaczył się na obszarach północno-wschodniej i środkowej Polski, gdzie również tempo tych zmian było wyjątkowo wysokie.

4. WPLYW BEZROBOCIA NA PODSTAWOWE CHARAKTERYSTYKI MIGRACJI

4.1. Zależność pomiędzy natężeniem napływu ludności a stopą bezrobocia

Bezrobocie wywiera niewielki wpływ na napływ migracyjny na danym obszarze, natomiast silniej oddziałuje na ruch odpływowy. Przeprowadzone pomiary korelacyjne potwierdzają tę tezę wskazując, iż zależność pomiędzy natężeniem napływu migracyjnego i poziomem bezrobocia w Polsce w całym

badanym okresie była dość słaba, a amplituda corocznych, nieregularnych zmian siły tego związku – niewielka (tab. 3). Odrębnego wyjaśnienia wymaga jego dodatni kierunek, ponieważ w tym przypadku należałoby oczekiwać ujemnego związku korelacyjnego. Wydaje się, że pozytywna zależność natężenia napływu od stopy bezrobocia ukształtowała się wskutek występowania – wskazanej już wyżej – bardzo silnej dodatniej korelacji pomiędzy napływem i odpływem migracyjnym. W warunkach powszechnego, dużego niedoboru mieszkań, lokale opuszczane przez migrantów pracujących lub bezrobotnych są szybko zajmowane przez osoby nie posiadające samodzielnych mieszkań albo przez użytkujących lokale nie odpowiadające określonym potrzebom mieszkaniowym. Stąd też niedobór miejsc pracy nie hamuje, ale wprost przeciwnie kreuje część napływu migracyjnego. Na początku okresu transformacji związek statystyczny pomiędzy natężeniem napływu (y) i stopą bezrobocia (x) w województwach (i) był określony następującym modelem korelacyjno-regresyjnym⁵:

Tabela 3

Wpływ poziomu bezrobocia na podstawowe charakterystyki wewnętrznych migracji stałych w Polsce w latach 1990–1995*

Rok	Zależność pomiędzy stopą bezrobocia a współczynnikami migracji współczynnik korelacji liniowej (r_{xy})					
	napływ	odpływ	obróć	przyrost	efektywność	domknięcie
1990	0,390	0,608	0,523	-0,461	-0,448	0,138
1991	0,278	0,492	0,404	-0,477	-0,430	0,108
1992	0,392	0,522	0,480	-0,383	-0,377	0,121
1993	0,235	0,490	0,403	-0,494	-0,498	0,076
1994	0,232	0,485	0,398	-0,544	-0,551	0,019
1995	0,279	0,502	0,429	-0,514	-0,537	-0,040

* Zob. uwaga do tab. 1.

$$y_i = 10,537 + 0,544 \cdot x_i + u_i \left. \vphantom{y_i} \right\} r^2 = 0,152, \\ [1,373] \quad [0,187] \quad [2,731] \left. \vphantom{y_i} \right\} \varphi^2 = 0,848,$$

gdzie: u_i – składnik resztowy, r^2 – współczynnik determinacji, φ^2 – współczynnik indeterminacji. Z modelu tego wynika, że tylko 15,2% zmienności całkowitej natężenia napływu jest objaśniona przez zmienność stopy bezrobocia. Natomiast zgodnie z modelem odpowiadającym stanowi końcowemu:

⁵ W nawiasach podano błędy standardowe estymatorów współczynnika regresji, wolnego wyrazu i oszacowania zmiennej zależnej.

$$\left. \begin{array}{l} y_i = 9,885 + 0,081 \cdot x_i + u_i \\ [0,715] [0,041] [1,439] \end{array} \right\} \begin{array}{l} r^2 = 0,078, \\ \varphi^2 = 0,922, \end{array}$$

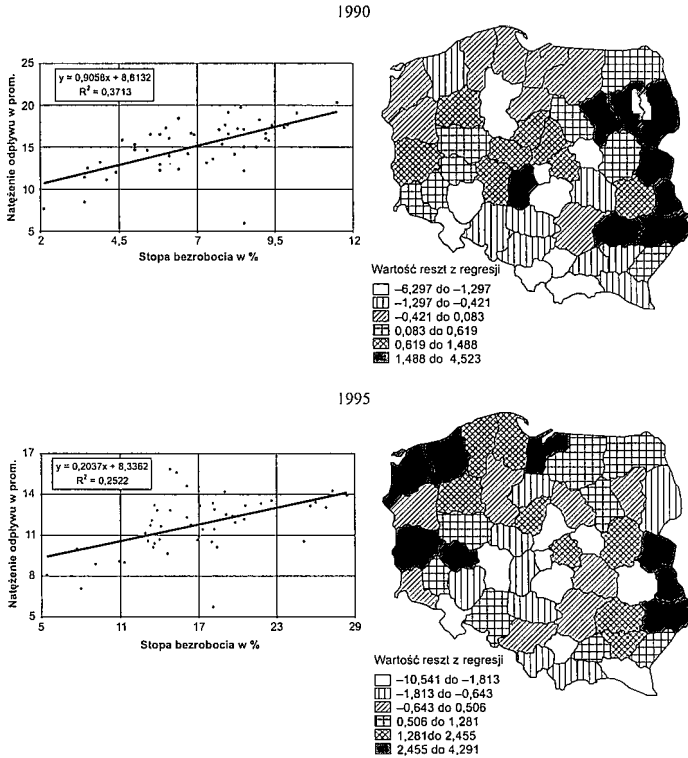
wspomniany udział obniżył się zaledwie do 7,8%, co dowodzi, że rozważana zależność nie ma właściwie istotnego znaczenia.

4.2. Zależność pomiędzy natężeniem odpływu ludności a stopą bezrobocia

W ciągu całego rozpatrywanego okresu stopa bezrobocia wpływała istotnie na natężenie odpływu migracyjnego na obszarze kraju, mimo iż prawdopodobnie znaczna część bezrobotnych pozostawała bierna i nie wykorzystywała możliwości poprawy własnej sytuacji materialnej poprzez migracje do regionów o niższych wskaźnikach bezrobocia i wyższym poziomie wynagrodzeń (rys. 7). Siła tego wpływu – zdecydowanie większa od wpływu poziomu bezrobocia na intensywność napływu ludności – nie podlegała z roku na rok znacznym zmianom. W 1990 r. współczynnik korelacji pomiędzy analizowanymi zmiennymi dochodził do 0,609. Obliczony na tej podstawie współczynnik determinacji oznacza, że 37,1% zmienności całkowitej natężenia odpływu jest objaśniane przez zmienność stopy bezrobocia. Bez wątplenia nadaje to bezrobociu – wśród nader licznych determinant migracyjnych – stosunkowo wysoką rangę. Ustalony dla tego przekroju czasowego model korelacyjno-regresyjny określający oddziaływanie wskaźnika bezrobocia na natężenie odpływu, przyjął następującą postać:

$$\left. \begin{array}{l} y_i = 8,813 + 0,906 \cdot x_i + u_i \\ [1,262] [0,172] [2,510] \end{array} \right\} \begin{array}{l} r^2 = 0,371, \\ \varphi^2 = 0,629. \end{array}$$

Z modelu tego wynika, że wzrost stopy bezrobocia o 1% pociąga za sobą przeciętnie wzrost natężenia odpływu o 0,9%. Błąd standardowy współczynnika regresji jest w tym przypadku dość duży, dochodząc do 0,17% (19,0%). Godny uwagi jest rozkład przestrzenny reszt z regresji współczynnika odpływu względem stopy bezrobocia. Są one najmniejsze na obszarach peryferyjnych północnej i zachodniej części kraju. Można zatem przyjąć, że dla tych właśnie obszarów przytoczony model jest najbardziej reprezentatywny. Ze względu na stosunkowo duże moduły reszt z regresji inne czynniki migracyjne nabierają relatywnie większego znaczenia przede wszystkim we wschodniej strefie przygranicznej, na Dolnym i Górnym Śląsku oraz w zachodniej i południowo-wschodniej Małopolsce.



Rys. 7. Zależność pomiędzy natężeniem odpływu migracyjnego i stopą bezrobocia w Polsce w latach 1990–1995

Po pięciu latach, pomimo obniżonego natężenia odpływu migracyjnego i podwyższonej stopy bezrobocia, model określający zależność między tymi zmiennymi okazał się podobny do modelu wyjściowego, uzyskując następującą postać:

$$y_i = 8,336 + 0,204 \cdot x_i + u_i \left. \begin{array}{l} r^2 = 0,252, \\ [0,899] [0,051] [1,808] \end{array} \right\} \varphi^2 = 0,748.$$

Tym razem zmienność cechy niezależnej objaśnia tylko 25,2% zmienności całkowitej cechy zależnej. W rozkładzie przestrzennym reszt z regresji doszło do wyodrębnienia w północno-zachodniej i środkowej części kraju nowego obszaru wyróżniającego się wysokimi resztami, przy jednoczesnym ograniczeniu zasięgu podobnego obszaru położonego we wschodniej Polsce. Biorąc pod uwagę niskie reszty, prezentowany model można uznać za typowy dla północno-wschodniej Polski, Śląska Opolskiego i Górnego oraz północnej Wielkopolski, zachodniej Małopolski i północnego Mazowsza.

4.3. Zależność pomiędzy natężeniem obrotu migracyjnego a stopą bezrobocia

Podczas transformacji stopa bezrobocia w umiarkowanym stopniu – nieco niższym aniżeli w przypadku natężenia odpływu ludności – wpływała dodatnio na natężenie obrotu migracyjnego, odzwierciedlającego ogólną ruchliwość przestrzenną ludności. Nie doszło przy tym do skumulowania odrębnego wpływu bezrobocia na obydwie składniki objętości migracji. Można też zauważyć, że niewielkie zmiany siły tej zależności w poszczególnych latach nie zachodziły zgodnie z jednolitą tendencją rozwojową. Dodatni kierunek omawianego związku korelacyjnego znajduje uzasadnienie w silnej pozytywnej korelacji natężenia napływu i odpływu migracyjnego. W 1990 r. współczynnik korelacji pomiędzy natężeniem obrotu migracyjnego i stopą bezrobocia osiągnął wartość równą 0,523. Pełny model korelacyjno-regresyjny obrazujący tę zależność ma następującą formę:

$$y_i = 19,350 + 1,450 \cdot x_i + u_i \left. \begin{array}{l} r^2 = 0,274, \\ \varphi^2 = 0,726. \end{array} \right\} \begin{array}{l} [2,530] [0,345] [5,031] \end{array}$$

Na podstawie tego modelu można oczekiwać, iż wzrost poziomu bezrobocia o 1% spowoduje przeciętny wzrost ruchliwości migracyjnej o 1,45%, z błędem szacunku 0,35% (23,8%). Układ przestrzenny reszt z równania regresji natężenia obrotu migracyjnego względem stopy bezrobocia dowodzi, że równanie to jest najlepiej dopasowane do danych empirycznych głównie w północnej części Polski Środkowej, na Dolnym Śląsku, Śląsku Opolskim i w południowo-wschodniej Małopolsce, a najslabiej – w przygranicznych województwach północnych, w środkowo-wschodniej Wielkopolsce i na południowych rubieżach Polski Środkowej.

Do 1995 r. – w warunkach znacznie obniżonego obrotu migracyjnego i podwyższonego poziomu bezrobocia – ważniejsze właściwości rozważanego związku korelacyjnego uległy niewielkim zmianom, o czym świadczy poniższy model:

$$y_i = 18,221 + 0,285 \cdot x_i + u_i \left. \vphantom{y_i} \right\} r^2 = 0,184, \\ [1,536] [0,088] [3,093] \left. \vphantom{y_i} \right\} \varphi^2 = 0,816.$$

W tym przypadku stopa bezrobocia objaśnia tylko 18,4% zmienności całkowitej obrotu migracyjnego. Biorąc pod uwagę zróżnicowanie przestrzenne reszt z regresji, można zauważyć, że dopasowanie modelu do danych empirycznych – inaczej niż w roku wyjściowym – jest najlepsze przede wszystkim w przygranicznych województwach północnych i północnej części Polski Centralnej, zaś najgorsze w południowo-zachodniej, środkowo-zachodniej i wschodniej części kraju.

4.4. Zależność pomiędzy natężeniem przyrostu migracyjnego a stopą bezrobocia

W ciągu całego badanego okresu pomiędzy natężeniem przyrostu migracyjnego i stopą bezrobocia w Polsce utrzymywała się umiarkowana ujemna zależność. Z roku na rok podlegała ona niewielkim, nieregularnym oscylacjom. Można zatem wnioskować, że jednym z ważniejszych następstw wzrostu poziomu bezrobocia w przekroju wojewódzkim może być ograniczenie możliwości rozwoju demograficznego. W 1990 r. rozważany związek w formie uogólnionej wyraża następujący model:

$$y_i = 1,723 - 0,362 \cdot x_i + u_i \left. \vphantom{y_i} \right\} r^2 = 0,212, \\ [0,747] [0,102] [1,485] \left. \vphantom{y_i} \right\} \varphi^2 = 0,788.$$

Zgodnie z tym modelem wzrost stopy bezrobocia o 1% pociąga za sobą przeciętnie spadek współczynnika przyrostu migracyjnego o 0,36%, obarczony dość dużym błędem standardowym, wynoszącym 0,10% (28,2%). Dopasowanie modelu do danych empirycznych okazało się najlepsze przede wszystkim w Wielkopolsce, Polsce Środkowej i na Dolnym Śląsku, a najgorsze w województwach północno-zachodnich, północnych, środkowo-wschodnich i południowo-wschodnich oraz na Górnym Śląsku.

Pomimo ogólnego wzrostu poziomu bezrobocia i równoczesnego spadku natężenia przyrostu migracyjnego, w 1995 r. omawiana zależność ma podobny charakter jak w roku wyjściowym, o czym świadczy poniższy model:

$$y_i = 1,549 - 0,123 \cdot x_i + u_i \left. \vphantom{y_i} \right\} r^2 = 0,264, \\ [0,524] [0,030] [1,055] \left. \vphantom{y_i} \right\} \varphi^2 = 0,736.$$

W tym przypadku wzrostowi stopy bezrobocia o 1% odpowiada jednak nieco mniejszy przeciętny spadek współczynnika przyrostu migracyjnego (o 0,12‰).

4.5. Zależność pomiędzy efektywnością migracji a stopą bezrobocia

Przeprowadzone pomiary wykazały, że w latach 1990–1995 występowała w Polsce umiarkowana, a przejściowo nawet dość wysoka, negatywna zależność pomiędzy efektywnością migracji a stopą bezrobocia. Siła tej zależności do 1992 r. powoli zmniejszała się, po czym nastąpił jej wydatny wzrost do poziomu wyższego niż w roku wyjściowym. W końcu analizowanego okresu zależność ta była najsilniejsza ze wszystkich zbadanych. Można zatem wyprowadzić wniosek, iż poziom bezrobocia w istotnej mierze kształtuje realne możliwości osiedlania się na określonym obszarze w warunkach osiąganego obrotu migracyjnego.

Model korelacyjno-regresyjny obrazujący wpływ stopy bezrobocia na efektywność migracji w 1990 r. przyjął postać:

$$y_i = 6,565 - 1,301 \cdot x_i + u_i \left. \begin{array}{l} r^2 = 0,201, \\ [2,776] [0,378] [5,521] \end{array} \right\} \varphi^2 = 0,799.$$

Jak wynika z tego modelu, wzrost stopy bezrobocia o 1% pociąga za sobą spadek przeciętnego poziomu efektywności migracji o 1,3%, obciążony dużym błędem standardowym, dochodzącym do 0,378% (29,1%). Moduły reszt z regresji stopnia efektywności migracji względem stopy bezrobocia są najniższe na marginalnych, zachodnich obszarach kraju, w Wielkopolsce oraz w północnej i zachodniej części Polski Środkowej. Natomiast stosunkowo wysokie wartości osiągają one na Pomorzu, Górnym Śląsku i w innych silnie uprzemysłowionych regionach kraju, a także w najsłabiej rozwiniętych, rolniczych regionach środkowo-wschodnich i południowo-wschodnich. Największe moduły reszt sugerują silne oddziaływanie na efektywność migracji czynników nie uwzględnionych w podanym modelu.

W końcu badanego okresu związek statystyczny pomiędzy analizowanymi zmiennymi przedstawia poniższy model:

$$y_i = 7,852 - 0,576 \cdot x_i + u_i \left. \begin{array}{l} r^2 = 0,288, \\ [2,322] [0,132] [4,671] \end{array} \right\} \varphi^2 = 0,712.$$

Objaśnia on 28,8% zmienności całkowitej efektywności migracji. Składnik resztowy w tym przypadku reprezentuje układ przestrzenny podobny do układu reszt z modelu poprzedniego.

4.6. Zależność pomiędzy stopniem domknięcia regionalnego migracji a stopą bezrobocia

Za logicznie uzasadnione można uznać przypuszczenie, że stopień domknięcia regionalnego migracji jest wprost proporcjonalny do poziomu bezrobocia. Jego wzrost powinien bowiem mobilizować coraz większą część bezrobotnych do poszukiwania pracy poza granicami własnego regionu. W rzeczywistości jednak ogólnie trudna sytuacja materialna i niskie kwalifikacje większości bezrobotnych, a także niedobór wolnych mieszkań i inne zmieniające się w poszczególnych regionach, czynniki poważnie ograniczają możliwości migracyjne tej grupy społecznej. Dlatego też nie budzi wątpliwości fakt, iż na początku okresu transformacji siła oddziaływania stopy bezrobocia na domknięcie regionalne migracji okazała się bardzo słaba ($r = 0,138$). W dodatku, w miarę upływu czasu malała ona powoli, ale systematycznie. W efekcie tych zmian w roku końcowym można ją ocenić jako nikłą ($r = -0,040$).

Badając oddzielnie wpływ stopy bezrobocia na natężenie wewnątrzregionalnego i międzyregionalnego obrotu migracyjnego stwierdzono, że w przyjętym okresie siła oddziaływania rozważanego czynnika na obydwa typy ruchów migracyjnych była umiarkowana, aczkolwiek nieco większa w odniesieniu do migracji o zasięgu ponadregionalnym. Uwidoczniła się przy tym słaba tendencja spadkowa stopnia skorelowania poziomu bezrobocia zarówno z natężeniem objętości migracji wewnątrzregionalnych (1990: $r = 0,459$; 1995: $r = 0,314$), jak też międzyregionalnych (1990: $r = 0,482$; 1995: $r = 0,368$).

6. KONKLUZJE

Przeprowadzone badania wykazały znaczne zróżnicowanie ogólnych właściwości i tendencji zmian rozkładów przestrzennych wielkości i natężenia bezrobocia i migracji stałych w Polsce w okresie transformacji społeczno-ekonomicznej. Stwierdzono utrzymywanie się istotnego, różnokierunkowego wpływu poziomu bezrobocia na większość podstawowych charakterystyk migracyjnych w ciągu całego rozpatrywanego okresu. Stopa bezrobocia oddziaływała dodatnio na natężenie napływu, odpływu i obrotu migracyjnego oraz na stopień domknięcia regionalnego migracji (z wyjątkiem 1995 r.). Natomiast w ujemnej zależności od poziomu bezrobocia pozostawały wskaźniki przyrostu migracyjnego i efektywności migracji. W roku wyjściowym poziom ten był najsilniej skorelowany ze współczynnikiem odpływu i obrotu migracyjnego, podczas gdy w roku końcowym ze wskaźnikiem efektywności

migracji i przyrostu migracyjnego. Okazało się przy tym, że sama dynamika poziomu bezrobocia w latach 1990–1995 wywierała znikomy wpływ zarówno na elementarne mierniki natężenia migracji w końcowym przekroju czasowym, jak też ich dynamikę w całym przyjętym okresie. Wykonane pomiary odpowiednich zależności nie dostarczyły pewnych dowodów potwierdzających główne założenia przyjęte w weryfikowanych koncepcjach teoretycznych (klasykcyjnej i neoklasykcyjnej) dotyczących oddziaływania rynku pracy na migracje stałe.

LITERATURA

- Cordey-Hayes M., 1975, *Migration and the dynamic of multiregional systems*, „Environment and Planning”, A 7 (tłum. PZLG, 1990, 2).
- Czyż T., 1992, *Struktura regionalna bezrobocia w Polsce*, „Czasopismo Geograficzne” 43, 1.
- Dach Z., 1993, *Bezrobocie w okresie przemian systemowych gospodarki polskiej*, Wyd. Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wrocław.
- Domański R., 1990, *Zarys geografii społeczno-ekonomicznej*, PWN, Warszawa-Poznań.
- Dzieciuchowicz J., 1995, *Determinanty demograficzne i społeczno-ekonomiczne redystrybucji przestrzennej ludności aglomeracji miejskich (przykład aglomeracji łódzkiej)*, Wyd. UŁ, Łódź.
- Gawryszewski A., 1989, *Przestrzenna ruchliwość ludności Polski 1952–1985*, Prace habilitacyjne IGiPZ PAN.
- Gawryszewski A., 1993, *Struktura przestrzenna zatrudnienia i bezrobocia w Polsce, 1990–1992*, „Zeszyty IGiPZ PAN”.
- Grzeszczyk T., 1990, *Przestrzenna struktura bezrobocia w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, 9.
- Kabaj M., 1990, *Aktywna polityka zatrudnienia i środki walki z bezrobociem (wybrane problemy)*, „Studia i Materiały IPiSS”, 11.
- Kabaj M., 1992, *Elementy programu przeciwdziałania bezrobociu*, „Polityka Społeczna”, 1.
- Kabaj M., 1997, *Strategie i programy przeciwdziałania bezrobociu. Studium porównawcze*, WN Scholar, Warszawa.
- Kwiatkowski E., 1995a, *Bezrobocie i zatrudnienie*, [w:] *Elementarne pojęcia ekonomii*, red. R. Milewski, PWN, Warszawa.
- Kwiatkowski E., 1995b, *Zróżnicowanie bezrobocia regionalnego a regionalna struktura zatrudnienia w Polsce*, [w:] *Bezrobocie regionalne w Polsce w okresie transformacji*, red. E. Kwiatkowski, OP, Łódź.
- Kwiatkowski E., Lehmann H., Schaffer M. E., 1992, *Bezrobocie i wolne miejsca pracy a struktura zatrudnienia w Polsce. Analiza regionalna*, „Ekonomista”, 2.
- Lansing J. B., Mueller E., 1967, *The geographical mobility of labour*, Survey Research Center, Institut for Social Research, Ann Arbor, Michigan.
- Lowy I. S., 1966, *Migration and metropolitan growth: two analytical models*, Chandler, San Francisco.
- Młonek K., 1994, *Bezrobocie – pojęcia podstawowe*, „Rynek Pracy”, 11/12.
- Mortimer-Szymczak H., 1992, *Przestrzenne zróżnicowanie rynku pracy i bezrobocia*, [w:] *Rynek pracy w trakcie transformacji systemowej w Polsce*, red. U. Sztanderska, Warszawa.
- Nowakowska B., 1993, *Terytorialne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce*, Wyd. UŁ, Łódź.
- Parysek J. J., 1993, *Regionalne zróżnicowanie rynków pracy w Polsce na początku lat dziewięćdziesiątych*, „Biuletyn KPZK PAN”, 161.

- Porter R., 1956, *Approach to migration through its mechanism*, „Geografiska Annaler”, B 38, 4 (tłum. PZLG, 1972, 3/4).
- Sikorska A., 1993, *Niektóre problemy rynku pracy na wsi*, „Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy IERiGŻ” 332.
- Stasiak J., 1995, *Zróżnicowanie regionalne bezrobocia w Polsce. Analiza strumieniowa w latach 1992–1994*, [w:] *Bezrobocie regionalne w Polsce w okresie transformacji*, red. E. Kwiatkowski, OP, Łódź.
- Zarzycka H., 1995, *Regionalne zróżnicowanie rynku pracy w Polsce w latach 1989–1993*, GUS.
- Zarychta H., 1994, *Skutki i koszty bezrobocia na lokalnym rynku pracy*, „Praca i Zabezpieczenie Społeczne”, 6.
- Zioło Z., 1993, *Przemiany krajowych i regionalnych struktur bezrobocia w Polsce*, „Biuletyn KPZK PAN”, 161.

Katedra Gospodarki Przestrzennej
i Planowania Przestrzennego UŁ

Jerzy Dzieciuchowicz

**IMPACT OF UNEMPLOYMENT ON INTERNAL PERMANENT MIGRATIONS
IN POLAND DURING THE PERIOD OF SOCIO-ECONOMIC TRANSFORMATION**

(Summary)

This paper examines impact of unemployment on internal permanent migrations in Poland in 1990–1995. Analysis of general characteristic and tendencies in spatial distribution of unemployment and definitive migrations is followed by determining degree of relationship between the unemployment rate and volume of in- and out-migration, migratory inflow and outflow, net migration balance, effectiveness of migration and its regional closing.