

POLSKA  
AKADEMIA  
NAUK

PL ISSN 0012-5032

INSTYTUT GEOGRAFII  
I PRZESTRZENNEGO ZAGOSPODAROWANIA

DOKUMENTACJA GEOGRAFICZNA

MAREK KUPISZEWSKI

POMIAR MIGRACJI  
W MODELOWANIU  
I PROGNOZOWANIU  
ZMIAN ROZMIESZCZENIA  
I STRUKTURY LUDNOŚCI



ROK 1987

ZESZYT 5

WROCŁAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK · ŁÓDŹ  
ZAKŁAD NARODOWY IMIENIA OSSOLIŃSKICH  
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

**WYKAZ ZESZYTÓW  
PRZEGLĄDU ZAGRANICZNEJ LITERATURY GEOGRAFICZNEJ  
za ostatnie lata**

**1983**

- 1 Geografia czasu, s. 88, zł 80,—
- 2 Teledetekcja w planowaniu regionalnym, s. 259, zł 80,—
- 3 Geografia przemysłu, s. 105, zł 80,—
- 4 Geografia polityczna, s. 178, zł 80,—

**1984**

- 1 Postępy geografii społecznej i ekonomicznej w krajach anglosaskich, s. 148, zł 120,—
- 2 Turystyka i rekreacja, s. 160, zł 120,—
- 3/4 Geografia a filozofia — wybrane zagadnienia metodologiczne, s. 167, zł 120,—

**1985**

- 1/2 O wyjaśnianiu w geografii, s. 285, zł 240,—
- 3/4 XXV Międzynarodowy Kongres Geograficzny Paryż—Alpy 1984, s. 179, zł 240,—

**1986**

- 1/2 Geografia kultury, s. 114, zł 240,—
- 3/4 Geografia behawioralna, s. 99, zł 240,—

ASR

**POMIAR MIGRACJI W MODELOWANIU  
I PROGNOZOWANIU ZMIAN  
ROZMIESZCZENIA I STRUKTURY LUDNOŚCI**

POLISH ACADEMY OF SCIENCES  
INSTITUTE OF GEOGRAPHY AND SPATIAL ORGANIZATION

---

MAREK KUPISZEWSKI

MEASUREMENT OF MIGRATION  
IN THE MODELLING AND FORECASTING  
OF CHANGES IN THE DISTRIBUTION  
AND STRUCTURE OF POPULATION



YEAR 1987

FASC. 5

---

WROCLAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK · ŁÓDŹ  
ZAKŁAD NARODOWY IMIENIA OSSOLIŃSKICH  
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

<http://rcin.org.pl>

POLSKA  
AKADEMIA  
NAUK

---

---

INSTYTUT GEOGRAFII  
I PRZESTRZENNEGO ZAGOSPODAROWANIA

DOKUMENTACJA GEOGRAFICZNA

MAREK KUPISZEWSKI

POMIAR MIGRACJI  
W MODELOWANIU  
I PROGNOZOWANIU  
ZMIAN ROZMIESZCZENIA  
I STRUKTURY LUDNOŚCI



ROK 1987

ZESZYT 5

---

---

WROCŁAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK · ŁÓDŹ  
ZAKŁAD NARODOWY IM. OSSOLIŃSKICH  
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

<http://rcin.org.pl>

## KOMITET REDAKCYJNY

Redaktor Naczelny: Jerzy Grzeszczak  
Zastępca Redaktora Naczelnego: Zuzanna Siemek  
Członkowie: Maria Ciechocińska, Tadeusz Gerlach  
Józef Skoczek, Władysława Stola  
Sekretarz: Maria Mozolewska

Adres Komitetu:

Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania  
Polskiej Akademii Nauk  
ul. Krakowskie Przedmieście 30, 00-927 Warszawa

Redaktor Wydawnictwa Hanna Jurek

Redaktor techniczny: Adam Nowak

*Printed in Poland*

## SPIS TREŚCI

|  |    |
|--|----|
| Przedmowa — <i>Piotr Korcelli</i> . . . . .  | 7  |
| Wstęp . . . . .  | 9  |
| Kohortowe modele projekcji ludności . . . . .  | 11 |
| Modele jednoregionalne . . . . .   | 11 |
| Modele wieloregionalne . . . . .   | 12 |
| Krytyka modelu Rogersa . . . . .   | 16 |
| Materiały źródłowe . . . . .   | 19 |
| Dane migracyjne pochodzące z NSP 1978 r. i z rejestracji bieżącej . . . . .  | 19 |
| Precyzja badania migracji w trakcie NSP w 1978 r. . . . .  | 21 |
| Analiza porównawcza ruchu wędrownego ludności pomiędzy miastami a wsią przy różnych sposobach jego pomiaru . . . . .       | 23 |
| Charakterystyka demograficzna badanych regionów . . . . .  | 23 |
| Charakterystyka ruchu wędrownego ludności . . . . .  | 26 |
| Synteza danych (na podstawie danych z 1978 r.) . . . . .   | 34 |
| Model Rogersa; wyniki empiryczne przy zastosowaniu dwóch typów danych migracyjnych   | 36 |
| Tablice trwania życia — porównanie wyników empirycznych . . . . .  | 36 |
| Porównanie wyników projekcji ludności . . . . .  | 39 |
| Podstawowe ustalenia . . . . .   | 44 |
| Prognozowanie zmian przestrzennego rozmieszczenia ludności za pomocą modelu Rogersa  | 46 |
| Wyniki projekcji <i>ex post</i> a stan rzeczywisty . . . . .   | 46 |
| Prognozy uzyskane za pomocą modelu Rogersa a prognozy GUS-u . . . . .  | 55 |
| Podstawowe ustalenia . . . . .   | 65 |
| Podsumowanie . . . . .   | 66 |
| Literatura . . . . .   | 69 |
| Measurement of migration in the modelling and forecasting the distribution and structure of population (summary) . . . . . | 73 |
| Измерение миграции в моделировании и прогнозировании изменений размещения и структуры населения (резюме) . . . . .         | 76 |





## PRZEDMOWA

Współczesne modele demograficzne pozwalają na pełne uwzględnienie znaczenia migracji w zmianach struktury i rozmieszczenia ludności. Dane na temat migracji odbiegają jednak pod względem dokładności oraz szczegółowości od informacji dotyczących ruchu naturalnego ludności. Podejmowano już próby oceny konsekwencji stosowania alternatywnych metod pomiaru migracji, lecz w pracach tego typu wykorzystywano jedynie wielkości hipotetyczne.

W 1978 r. przepływy migracyjne w Polsce zarejestrowano w Spisie Ludności metodą reprezentacyjną, a równoległe prowadzono ich rejestrację bieżącą. Te dwa zbiory danych wykorzystał Autor, budując wieloregionalne tablice trwania życia oraz wyznaczając zdezagregowane przestrzennie projekcje ludnościowe na podstawie modelu Rogersa. Wyniki pozwalają na oszacowanie wagi zmienności struktury i wielkości migracji w przemianach rozmieszczenia ludności, a także ukazują specyficzne cechy danych pochodzących ze spisu i z rejestracji bieżącej — zwłaszcza w odniesieniu do rozkładów przestrzennych oraz rozkładów migrantów według wieku.

Prezentowany zeszyt zawiera wybrane fragmenty pracy, której część była wykonana w Problemie Międzyresortowym I-28: Podstawy przestrzennego zagospodarowania kraju, natomiast inna część w Problemie Węzłowym 11.5: Kształtowanie procesów demograficznych a rozwój społeczno-gospodarczy Polski.

Takie rozdziały jak: Materiały źródłowe, Analiza porównawcza..., Model Rogersa... i Prognozowanie zmian... są oparte na studium wykonanym w ramach prac Problemu 11.5. Materiały zawierające szczegółową charakterystykę metod pomiaru migracji oraz przygotowania danych statystycznych w celu ich zastosowania w wieloregionalnym modelu demograficznym ukażą się drukiem równoległe w serii Monografie i Opracowania Instytutu Statystyki i Demografii SGPiS.

*Piotr Korcelli*

## WSTĘP

Wydawnictwo to jest pierwszym z serii, która ma być poświęconą historii i literaturze polskiej. Jej celem jest przede wszystkim wywołanie zainteresowania młodzieży i czytelników, którzy nie chcą się ograniczać do zwykłych podręczników i podręczników, które są dla nich zbyt nudne i mało ciekawe. W tym celu staraliśmy się o to, aby całość była napisana w sposób przystępny i zrozumiały, a także aby zawierała wiele ciekawych i interesujących faktów i wiadomości. W tym celu staraliśmy się o to, aby całość była napisana w sposób przystępny i zrozumiały, a także aby zawierała wiele ciekawych i interesujących faktów i wiadomości.

W tym celu staraliśmy się o to, aby całość była napisana w sposób przystępny i zrozumiały, a także aby zawierała wiele ciekawych i interesujących faktów i wiadomości. W tym celu staraliśmy się o to, aby całość była napisana w sposób przystępny i zrozumiały, a także aby zawierała wiele ciekawych i interesujących faktów i wiadomości. W tym celu staraliśmy się o to, aby całość była napisana w sposób przystępny i zrozumiały, a także aby zawierała wiele ciekawych i interesujących faktów i wiadomości.

W tym celu staraliśmy się o to, aby całość była napisana w sposób przystępny i zrozumiały, a także aby zawierała wiele ciekawych i interesujących faktów i wiadomości. W tym celu staraliśmy się o to, aby całość była napisana w sposób przystępny i zrozumiały, a także aby zawierała wiele ciekawych i interesujących faktów i wiadomości.

W tym celu staraliśmy się o to, aby całość była napisana w sposób przystępny i zrozumiały, a także aby zawierała wiele ciekawych i interesujących faktów i wiadomości. W tym celu staraliśmy się o to, aby całość była napisana w sposób przystępny i zrozumiały, a także aby zawierała wiele ciekawych i interesujących faktów i wiadomości.

## WSTĘP

Jednym z problemów, które nie zostały jak dotąd rozwiązane w zadowalający sposób, jest zagadnienie zbierania danych migracyjnych i ich pełne wykorzystanie w modelowaniu migracji. Na ogół do dyspozycji badaczy pozostają dane ze spisów powszechnych, przedstawiające konsekwencje ruchliwości ludności w okresie międzypisowym, bądź też dane z rejestracji bieżącej, obejmujące wszelkie zmiany zamieszkania wszystkich obywateli. Wysokie koszty prowadzenia obu typów badań jednocześnie powodują, że większość państw decyduje się tylko na jeden z nich. Badacze migracji w Polsce byli w 1978 r. w tej szczęśliwej sytuacji, że mieli dostęp zarówno do danych z rejestracji bieżącej, jak i do wyników Narodowego Spisu Powszechnego, którego obszerny fragment poświęcony był badaniom zagadnień ruchliwości przestizennej ludności.

Równocześnie w Międzynarodowym Instytucie Stosowanej Analizy Systemowej F. Willekens i A. Rogers (1978) opublikowali ostateczną wersję programów realizujących tzw. model Rogersa (1975) służący do modelowania i analizy zmian przestrzennego rozmieszczenia ludności. Bazując na zuniifikowanej metodologii przedstawionej w cytowanych pracach międzynarodowy zespół pod kierownictwem A. Rogersa przeprowadził z udziałem 17 krajów członkowskich zakrojone na szeroką skalę badania porównawcze. W podsumowaniu tych badań P. H. Rees i F. Willekens (1981) stwierdzili, że informacje statystyczne dostępne w różnych krajach były na tyle zróżnicowane, że nie zezwalają na dokonywanie bezpośrednich porównań uzyskanych wyników.

W niniejszej pracy przedstawiono próbę porównania i oceny dwóch podstawowych, dostępnych w Polsce, typów danych: z NSP 1978 r. i z rejestracji bieżącej. Następnie wprowadzono do modelu Rogersa oba typy danych i porównano wyniki projekcji zarówno krótko-, jak i długoterminowych. Postawiono hipotezę, że oba typy danych generują odmienne wzorce rozmieszczenia przestrzennego i struktury ludności. Ostatni fragment prezentowanej pracy poświęcony jest próbie oceny modelu Rogersa jako narzędzia prognostycznego oraz równolegle próbie oceny przydatności dwóch omawianych typów danych do celów prognostycznych.

Wszelkie porównania dokonane w niniejszej pracy przeprowadzane były dla udziału na miasta i wieś. W innych pracach (Kupiszewski 1986, 1988) zaprezentowano bliźniacze badanie dla innego układu przestrzennego obejmującego trzy regiony: woj. warszawskie, woj. katowickie i „resztę Polski”. Obie te prace są obszernymi

fragmentami rozprawy doktorskiej obronionej przez autora w Instytucie Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN.

Pragnę złożyć serdeczne podziękowania inicjatorowi niniejszego badania prof. dr. Kazimierzowi Dziewońskiemu oraz promotorowi pracy prof. dr. hab. Piotrowi Korcellemu za opiekę naukową i liczne, cenne uwagi dotyczące zagadnień poruszanych w pracy. Zobowiązany jestem także recenzentom: prof. dr. hab. Andrzejowi Wróblowi i doc. dr. hab. Teresie Czyż, których uwagi pozwoliły usunąć niektóre niedociągnięcia tej pracy.

Rozdziały: Materiały źródłowe, Analiza porównawcza..., Model Rogersa... i Prognozowanie zmian... wykonane zostały w ramach Problemu Węzłowego 11.5 koordynowanego przez Instytut Gospodarstwa Społecznego SGPiS.

## KOHORTOWE MODELE PROJEKCJI LUDNOŚCI

Pośród wielu klas modeli demograficznych należy wyróżnić modele kohortowe, które mają w naturalny sposób wmontowane w swoje działanie mechanizmy związane z ruchem naturalnym, a ściśle rzecz biorąc z wymieraniem ludności. Źródłem i inspiracją rozwoju modeli kohortowych należy szukać w pracach Leslie'go (1945, 1948).

### MODELE JEDNOREGIONALNE

Model P. H. Leslie'go można zaliczyć do obszernej grupy modeli wzrostu ludności, które dadzą się opisać ogólnym równaniem

$$w(t+1) = Gw(t),$$

gdzie:  $G$  — macierz wzrostu,  $w(t)$  — wektor rozkładu ludności w grupach wiekowych lub w wypadku układów wieloregionalnych — regionalna macierz rozkładu ludności w poszczególnych grupach wieku.

P. H. Leslie (1945) zaproponował zamknięty model jednoregionalny postaci:

$$\begin{bmatrix} W_{t+1,0} \\ W_{t+1,1} \\ W_{t+1,2} \\ \vdots \\ W_{t+1,n} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_0 & f_1 & \dots & f_n \\ p_0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & p_1 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & 0 & p_{n-1} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} W_{t,0} \\ W_{t,1} \\ W_{t,2} \\ \vdots \\ W_{t,n} \end{bmatrix},$$

gdzie:  $W_{t,i}$  — liczba ludności w chwili  $t$  w grupie wiekowej  $i$ ,  
 $f_i$  — współczynnik płodności w grupie wiekowej  $i$ ,  
 $p_{i-1}$  — współczynnik proporcji dożycia liczony jako stosunek liczby osób w grupie wiekowej  $i$  w chwili  $T$ , do liczby osób w grupie wiekowej  $i-1$  w chwili  $T-1$ .

Model ten nie zakłada napływu lub odpływu migrantów spoza badanego regionu. Ponadto zakłada się całkowite wymieranie członków najstarszej grupy wiekowej w trakcie jednego interwału projekcji, co oczywiście nie jest zgodne z rzeczywistością. Ograniczenie to łatwo znieść wprowadzając w macierzy wzrostu jako element  $(n, n)$  wartość  $p_n$  — współczynnik przeżywalności w najstarszej grupie wiekowej.

Model P. H. Lesliego jest jednym z popularniejszych modeli demograficznych. Używali go: R. Stone (1965) do określania liczby uczniów na danym szczeblu nau czania i J. S. Coleman (1972) do badania zmian struktury zawodowej ludności USA. W Polsce model ten użyty był przez T. Jurka (1980) i J. Józwiak (1985).

Jednoregionalny model P. H. Leslie'go został zmodyfikowany przez A. Rogersa (1966a, 1971), który zaproponował, aby macierz wzrostu  $G$  miała postać:

$$G = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & b_u & b_{u+1} & \dots & b_v & \dots & 0 & 0 \\ s_1+m_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & s_2+m_2 & 0 & \cdot & \cdot & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & s_{n-1}+m_{n-1} & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

gdzie:

- $b_u$  — liczba dzieci urodzonych przeciętnie przez kobietę z grupy wiekowej  $u$ , w ciągu jednego interwału czasowego, które dożyły do końca tego interwału (o ile model obejmuje całą ludność, a nie wyłącznie kobiety, to  $b_u$  oznacza liczbę dzieci urodzonych przeciętnie na jedną osobę w grupie wiekowej  $u$  i dożywających do końca tego okresu);
- $s_k$  — współczynnik proporcji dożycia definiowany jak w modelu Lesliego;
- $m_k$  — liczba netto migrantów, którzy dożyli do końca okresu badania, liczona na osobę w  $k$ -tej grupie wiekowej.

Model A. Rogersa (1966a, 1971) oparty jest, tak jak i model P. H. Leslie'go, na współczynnikach, a nie na prawdopodobieństwach. Powyższy model testowany był na danych dotyczących Islandii z lat 1950—1965 przez A. Rogersa (1971) oraz A. S. Boughley'a, J. B. Picka i G. N. Schicka (1972) na danych pochodzących z USA.

#### MODELE WIELOREGIONALNE

Kolejnym krokiem w rozwoju modeli ludnościowych było przejście od otwartego układu jednoregionalnego do zamkniętego układu wieloregionalnego. Trzeba tu zwrócić uwagę, że wprowadzenie dodatkowego regionu „reszta świata” pozwala sprowadzić układ zamknięty do układu obejmującego cały dowolnie określony system przestrzenny, lecz takie rozwiązanie niesie poważne problemy z obliczaniem współczynników ruchu naturalnego i wędrownego ludności odnoszących się do regionu „reszta świata”.

Twórcą modeli wieloregionalnych był A. Rogers (1966a, b, 1968, 1971). Jak i poprzednio jego model może być przedstawiony za pomocą zależności macierzowej:

$$w(t+1) = Gw(t),$$

gdzie wektor  $w(t)$  ma postać:

$$w(t) = [w_1^1(t), \dots, w_r^1(t), \dots, w_1^i(t), \dots, w_r^i(t), \dots, w_1^n(t), \dots, w_r^n(t)]^T,$$

gdzie górny indeks oznacza numery regionów, a dolny — grup wiekowych. Operator  $T$  oznacza transpozycję.

Macierz wzrostu  $G$  skonstruowana jest w następujący sposób:

$$G = \begin{bmatrix} S_1 & M_{12} & M_{13} & \dots & M_{1n} \\ M_{21} & S_2 & M_{23} & \dots & M_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ M_{n1} & M_{n2} & \cdot & \dots & S_n \end{bmatrix},$$

przy czym submacierz  $S_i$  ma postać:

$$S_i = \begin{bmatrix} b_1^i & b_2^i & \cdot & \cdot & b_{r-1}^i & b_r^i \\ s_1^i & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & s_2^i & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & s_{r-1}^i & 0 \end{bmatrix},$$

a macierz  $M_{ij}$  ma postać:

$$M_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ m_1^{ij} & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & m_2^{ij} & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & m_{r-1}^{ij} & 0 \end{bmatrix},$$

gdzie:

- $s_k^i$  — współczynnik przeżywalności w regionie  $i$  dla grupy wiekowej  $k$  uwzględniający zgony i emigracje;
- $b_k^i$  — współczynnik urodzeń w grupie wiekowej  $k$  zdefiniowany jak w modelu jednoregionalnym, obliczony dla regionu  $i$ ;
- $m_k^{ij}$  — współczynnik migracji i dożycia obliczony dla tych migrantów, którzy na początku okresu badawczego zamieszkiwali w rejonie  $j$  w grupie wiekowej  $k$  i dożyli do końca okresu badawczego w regionie  $i$ . Wartość ta liczona jest w stosunku do liczby mieszkańców regionu źródłowego.

Model ten nie uwzględnia dzieci, które urodziły się i migrowały w interwale  $(t, t+1)$  — odpowiednie współczynniki powinny znajdować się w pierwszym wierszu macierzy  $M_{ij}$ .

A. Rogers (1973, 1975) kontynuował swoje prace nad modelami ludnościowymi, proponując model oparty na wieloregionalnych tablicach dalszego oczekiwanego trwania życia. Koncepcja ta była rozwinięciem jednoregionalnego układu proponowanego przez N. Keyfitza (1968).

Proces wzrostu populacji w modelu Rogersa określony jest wzorem:

$$K^{(t+1)} = GK^{(t)},$$

gdzie:

$K^{(t)}$  — rozkład przestrzenny i wiekowy populacji w chwili  $t$ ,

$G$  — macierz przestrzennego wzrostu populacji.

Macierz  $K$  ma postać:

$$K^{(t)} = \begin{bmatrix} K^{(t)}(0) \\ K^{(t)}(5) \\ \vdots \\ K^{(t)}(z) \end{bmatrix},$$

gdzie:

$$K^{(t)}(x) = \begin{bmatrix} K_1^{(t)}(x) \\ \vdots \\ K_n^{(t)}(x) \end{bmatrix}.$$

$K_i^{(t)}(x)$  oznacza liczbę osób w grupie wiekowej od  $x$  do  $x+4$  lat, zamieszkujących w chwili  $t$  region  $i$ .

Macierz  $G$  można przedstawić następująco:

$$G = \begin{bmatrix} 0 & O \dots B(a-5) & \dots & B(b-5) & \dots & O & O \\ S(0) & O & & & & \cdot & \cdot \\ O & S(5) & & & & \cdot & \cdot \\ \cdot & & \cdot & & & \cdot & \cdot \\ \cdot & & & \cdot & & \cdot & \cdot \\ \cdot & & & & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & & & & & \cdot & \cdot \\ \cdot & & & & & & \cdot \\ O & \dots & \dots & \dots & \dots & S(z-5) & O \end{bmatrix},$$

gdzie:

$S$  — macierz proporcji dożycia,

$a$  — początek wieku rozrodczego kobiet,

$b$  — koniec wieku rozrodczego kobiet,

$O$  — macierz zerowa,

$B$  —  $[b_{ij}(x)]$ : każdy element tej macierzy oznacza średnią liczbę dzieci urodzoną przez osobnika w wieku od  $x$  do  $x+4$  lat, zamieszkałego w regionie  $i$ , którego dziecko znajdzie się w regionie  $j$  w końcu badanego okresu. Elementy diagonalne informują więc, ile dzieci urodziło się i zamiesz-



kuje nadal w swoim regionie urodzenia, elementy leżące poza diagonalą są miarą ruchliwości przestrzennej w najmłodszej grupie wiekowej.

Macierz  $B(x)$  obliczana jest według wzoru:

$$B(x) = \frac{5}{4} (P(0)+I)(F(x)+F(x+5)S(x)),$$

gdzie:

$I$  — macierz jednostkowa,

$F(x)$  — macierz diagonalna, zawierająca na przekątnej współczynniki urodzeń dla grupy wiekowej od  $x$  do  $x+4$  lat,

$P(x)$  — macierz prawdopodobieństw migracji.

O ile dane o migracjach zbierane są przez pytania retrospektywne, macierz  $B$  może być obliczana bezpośrednio przy pomocy obserwowanych wskaźników migracji  $M_{ij}(0)$ . Proces projekcji populacji trwa aż do osiągnięcia tzw. ludności ustabilizowanej. Obrazuje ją macierz  $K$ , dana wzorem:

$$K = \lim_{t \rightarrow \infty} G^t K^{(0)}.$$

Osiągnięcie stabilności oznacza w terminach demografii dalszy wzrost wszystkich regionów z identyczną stopą wzrostu zwaną stabilnym współczynnikiem wzrostu. Jest on liczony jako największa wartość własna macierzy wzrostu  $G$  i oznaczony symbolem  $\lambda$ .

Wartości poznawcze modeli ludności ustabilizowanej omawia J. Z. Holzer (1971).

Ekwiwalentem stabilnym ludności obserwowanej jest taka liczba ludności  $Y$ , że o ile jej rozkład wiekowy i przestrzenny będzie taki, jak rozkład populacji stabilnej, to będzie ona w toku długotrwałej projekcji wzrastać tak samo i dawać taką samą ludność wynikową, jak ludność obserwowana.

Można to przedstawić wzorem:

$$K^{(\infty)} = \lambda^n YX,$$

gdzie:  $X$  jest wektorem własnym macierzy  $G$  związanym z największą wartością własną i unormowanym do jedności. Wektor  $X$  odzwierciedla rozkład ludności stabilnej.

Zwróćmy uwagę, że model Rogersa (1975) znacznie dokładniej niż inne oddaje wszystkie podstawowe typy zdarzeń, a zwłaszcza możliwość śmierci lub migracji nowo narodzonego oraz włącza do obliczeń dzieci urodzone przez matki-migrantki.

Testowanie modelu było bardzo szerokie. Dzięki udostępnieniu programów komputerowych w MISAS przez F. Willekensa i A. Rogersa (1978) i wykonaniu badań w 17 krajach członkowskich MISAS (Rees 1979; Rikkinen 1979; Andersson, Holmberg 1980; Mohs 1980; Drewe 1980; Termote 1980; Bies, Tekse 1980; Soboleva 1980; Koch, Gatzweiler 1980; Sauberer 1981; Dziewoński, Korcelli 1981a, b; Philipov 1981; Nanjo, Kawashima, Kuroda 1982; Long, Frey 1982; Ledent przy współpracy Courgeau 1982; Kühnl 1982; Campisi, LaBella, Rabino 1982) uzyskano niespotykany materiał empiryczny służący do testowania modelu i do badań porównawczych.

Równocześnie problemy związane z użyciem modelu stymulowały różnokierunkowe badania: powstało wiele prac związanych z teorią wieloregionalnych tablic trwania życia (Rogers 1973; Schoen, Nelson 1974; Schoen 1975, 1977; Rogers, Ledent 1976, 1977; Ledent 1978, 1980a, b, 1981; Ledent, Rees 1980) i sposobem pomiaru ruchu wędrownego (Courgeau 1973, 1980; Rees 1977), rozważano sposób tworzenia regionów badawczych (Rogers 1976; Józwiak 1983, 1985), prowadzono prace nad estymacją brakujących danych (Willekens 1977) oraz nad uogólnieniem modelu, zwłaszcza w kierunku budowy wielostanowych tablic trwania życia (por. Philipov, Rogers 1980; Kędeński 1981; Land, Rogers 1982). W Polsce analizą wielostanową zajmował się J. Paradysz (1981) i M. Kędeński (1985). Podsumowanie prac prowadzonych w MISAS przedstawione było w książce pt. *Migration and Settlement. A Multiregional Comparative Study* wydanej pod redakcją A. Rogersa i F. Willekensa (1986a). O tym że model Rogersa staje się powoli standardowym narzędziem analizy przestrzennej świadczy wiele nowszych prac wykonanych za jego pomocą (Liaw 1978; Anderson i in. 1981; Campisi 1982; Kawashima i in. 1982; Partida-Bush 1982; Kuroda, Nanjo 1983; Księżak 1984; Korcelli 1985, 1986a, b).

Podsumowując trzeba podkreślić, że rzadko się zdarza, aby narzędzie badawcze o dość specjalistycznym przeznaczeniu w tak krótkim czasie weszło do kanonu podstawowych badań demograficzno-przestrzennych. Model Rogersa stanowi niewątpliwie znaczny krok naprzód w badaniach demograficznych (por. Paradysz 1978), będąc wyraźnym podsumowaniem pewnej linii badawczej. Jego operacyjność i stosunkowa łatwość przygotowania danych zapewnia mu szerokie użycie nie tylko w badaniach teoretycznych, lecz także w pracach planistycznych.

#### KRYTYKA MODELU ROGERSA

Kierunki rozwoju badań nad modelem Rogersa są w znacznej mierze zdeterminowane jego dotychczasowymi ograniczeniami, do których należą:

- założenia o homogeniczności populacji w obrębie jednego regionu i grupy wieku,
- założenie o niezmienności cząstkowych współczynników urodzeń, zgonów i migracji,
- założenie Markowa,
- brak czynnika ekonometrycznego,
- domknięcie modelu ze względu na migracje zagraniczne.

Pokrótce omówione zostaną próby przewyżczenia poszczególnych ograniczeń.

#### HOMOGENICZNOŚĆ

Kluczem do rozwiązywania problemów związanych z założeniem o homogeniczności populacji jest skonstruowanie tablic trwania życia, w których dalszy oczekiwany czas trwania życia w określonym regionie byłby zależny nie tylko od wieku i miejsca pobytu danej osoby, lecz również od innych cech mających wpływ na mobilność. Metodologię i oprogramowanie tablic tego typu przedstawił F. Willekens 9(179) i J. Ledent (1980c), a do projekcji zostały one wykorzystane przez D. Philipova

i A. Rogersa (1980). Ogólna koncepcja analizy wielostanowej polega na przyjęciu agregacji danych nie tylko według wydzielonych regionów przestrzennych, lecz także według uprzedniej mobilności (miejsce urodzenia, zamieszkania), statusu społecznego, wykształcenia, stanu cywilnego i innych cech charakterystycznych. W literaturze polskiej definicję analizy wielostanowej sformułował J. Paradysz (1981). Prezentowane podejście pozwala na zdekomponowanie populacji na wiele homogenicznych subpopulacji, wewnątrz których można będzie przyjąć założenie o równym prawdopodobieństwie migracji wszystkich jej członków. Rozwiązanie takie ma pewne niedogodności: po pierwsze — decyzja o poziomie agregacji jest czysto subiektywna; po drugie — poziom agregacji będzie zdeterminowany dostępnością danych, których na ogół brak.

Ograniczenie to będzie trudne do ominięcia, ponieważ dla uzyskania silnie zagregowanych zbiorów, gdy dane nie są zbierane przez organa statystyki państwowej, nie będzie można przeprowadzać badań częściowych metodą reprezentacyjną, gdyż uzyskane subpopulacje będą tak małe, a co za tym idzie obciążone takim błędem, że nie będą się nadawały do dalszej analizy. Tym niemniej analiza wielostanowa jest wielce obiecującym kierunkiem badań. Obszerny przegląd literatury dotyczącej tego zagadnienia znajduje się w pracach K. C. Landa, A. Rogersa (1986) i J. Paradysza (1981).

#### STACJONARNOŚĆ

Autorowi tego opracowania nie są znane jakiegokolwiek próby konstrukcji tablic trwania życia, na podstawie niestacjonarnych łańcuchów Markowa. Jednakże żywo rozwijające się badania dotyczące modelowania migracji za pomocą łańcuchów Markowa, a zwłaszcza prace R. Ginsberga (1971; 1972a, b; 1978) dotyczące łańcuchów semi-Markowskich, mogą w bliskiej już przyszłości doprowadzić do istotnych zmian w analizie wieloregionalnej, a zwłaszcza do skonstruowania niestacjonarnych algorytmów projekcji populacji opartych na tablicach trwania życia. Będzie to wymagało generowania nowych tablic trwania życia w każdym kroku projekcji.

#### ZAŁOŻENIE MARKOWA

W modelu Rogersa zastosowano łańcuch Markowa pierwszego rzędu. Założenie Markowa oznacza tu więc „brak pamięci”, to znaczy że prawdopodobieństwo migracji zależy jedynie od stanu, w jakim przebywa aktualnie dany osobnik, a nie zależy od jego przeszłości (poprzednich migracji). Badania empiryczne pokazują, że założenie takie odbiega od rzeczywistości (por. np. Morrison 1971). J. Ledent (1981) skonstruował tablice trwania życia, gdzie prawdopodobieństwo migracji zależy od miejsca urodzenia i pobytu, natomiast D. Philipov i A. Rogers (1980) użyli je do projekcji ludności USA. Wyniki zostały porównane z rezultatami otrzymanymi przy użyciu konwencjonalnych wieloregionalnych tablic trwania życia. Metodologię tę można z powodzeniem użyć w innych wypadkach, przykładowo wprowadzając informacje o miejscu pobytu  $n$  lat temu oraz o aktualnym miejscu pobytu, o ile do-

stępną będą odpowiednie dane statystyczne. Zagadnienie pamiętania zatem poprzedniego stanu ma swoje rozwiązanie. Pozostaje kwestia czy jest to wystarczająco długa pamięć, czy też należałoby obliczać prawdopodobieństwa migracji w zależności od więcej niż jednego ruchu. Tu jednak na przeszkodzie może stanąć brak odpowiednich danych.

#### CZYNNIK EKONOMETRYCZNY

Wśród badaczy zagadnień migracyjnych panuje powszechna zgoda, że sytuacja ekonomiczna wpływa na decyzje migracyjne. Spory dotyczą tego, który z licznych czynników, na jakie można zdekomponować sytuację ekonomiczną, jest istotny i jaki jest jego wpływ. Model Rogersa w swojej czystej postaci nie zakładał interwencji zmiennych ekonomicznych, natomiast został wykorzystany — wraz z rozkładami modelowymi umieralności, płodności, migracji, zawierania małżeństw i rozwodów w demoeconomicznym modelu IMPACT (Rogers, Williams 1982; Rogers 1985). Model ten polega na estymacji parametrów rozkładów modelowych różnych zdarzeń demograficznych jako funkcji sytuacji ekonomicznej, a następnie na wprowadzeniu uzyskanych w ten sposób danych demograficznych do wielostanowego modelu Rogersa. Trudno ocenić w tej chwili praktyczną przydatność tego modelu, gdyż dotychczas testowano go w ograniczonym zakresie — w układzie dwóch regionów. Z całą pewnością, z punktu widzenia rozwoju teorii ujęcie takie stanowi znaczny postęp.

#### DOMKNIECIE MODELU ZE WZGLĘDU NA MIGRACJE ZAGRANICZNE

Przyjęcie, że model nie dopuszcza migracji zagranicznych jest do zaakceptowania w warunkach polskich, jednakże dla innych państw, które notują duże napływy np. w Kanadzie (Termote 1980) lub odpływy za granicę, założenie takie jest niedopuszczalne.

W 1980 r. emigracja z Polski, za granicę stanowiła 2,47% wszystkich odpływów, a imigracja z zagranicy zaledwie 0,17% wszystkich napływów (obliczenia własne na podstawie Rocznika Demograficznego GUS 1981). Jednakże przy pewnych podziałach na regiony pomijanie emigracji zagranicznych może powodować błędy. Zagadnienie to badał szczegółowo J. Książak (1984) dla województwa olsztyńskiego. Wydzielanie małych jednostek terytorialnych z obszaru o dużym udziale emigracji za granicę w stosunku do odpływu całkowitego może doprowadzić do znacznego zafałszowania wyników. M. Jerczyński i A. Gawryszewski (1983) podają, że 53% odpływów ze wsi opolskiej kierowało się poza Polskę. Wydzielenie więc regionu „wieś opolska” przy zaniedbaniu migracji zagranicznych spowoduje zaniżenie współczynnika odpływu o ponad połowę.

Jednakże rozwiązanie tej kwestii nie powinno przedstawiać trudności: można do modelu wprowadzić wektor migracji zagranicznych bądź też, jak to zrobił D. Campisi (1982), wprowadzić region „reszta świata”, który generowałby wszystkie zewnętrzne napływy i odpływy.

## MATERIAŁY ŹRÓDŁOWE

### DANE MIGRACYJNE POCHODZĄCE Z NSP 1978 r. I Z REJESTRACJI BIEŻĄCEJ

Materiał statystyczny będący przedmiotem analizy pochodzi z dwóch źródeł: z rejestracji bieżącej oraz z wyników Narodowego Spisu Powszechnego 1978 r. Pierwszy typ danych dotyczy liczby migracji, drugi zaś liczby migrantów. W trakcie maszynowego przetwarzania danych przygotowano macierze przepływów międzyregionalnych w odniesieniu do faktów, jakie zaistniały w 1978 r.

Kluczowym problemem przy podejmowaniu jakichkolwiek badań nad migracjami jest dysponowanie odpowiednią bazą danych. Sposób pomiaru migracji rzutuje na wyniki badań, gdyż w zależności od tego co rozumiemy przez terminy migrant i migracje, uzyskamy różne liczby i charakterystyki przemieszczającej się ludności. Poniżej przedstawiono dwa podstawowe źródła danych dotyczących mobilności ludności w Polsce w 1978 r. Pierwszym są badania przeprowadzone w trakcie NSP 1978, drugim natomiast informacje pochodzące z rejestracji bieżącej.

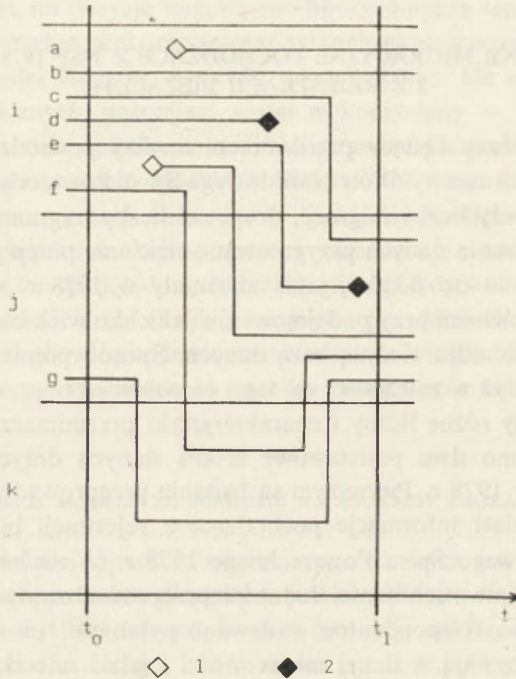
Podczas Narodowego Spisu Powszechnego 1978 r. (*Narodowy Spis Powszechny 1978 ...*, 1978) badanie ruchliwości ludności przeprowadzono metodą reprezentacyjną na 10% próbie. Respondentom zadawano pytanie o rok i miejsce urodzenia oraz od kiedy przebywają w danej miejscowości i gdzie mieszkali poprzednio. Za osobę niemobilną przyjęto taką, która w danej miejscowości mieszka bez przerwy od urodzenia, natomiast migrantem jest każdy, kto zamieszkuje w innej miejscowości niż się urodził lub jakiś czas mieszkał poza miejscem urodzenia.

W trakcie rejestracji jako migracje traktuje się takie zmiany miejsca zamieszkania, podczas których osoby migrujące przybyły do danej miejscowości na pobyt stały bądź też przemeldowały się z pobytu czasowego na pobyt stały bez zmiany miejsca zamieszkania. Migracje tej drugiej grupy ludności mają charakter formalny — faktycznie zostały one dokonane w momencie rzeczywistej zmiany miejsca zamieszkania. Zauważmy, że nie będą rejestrowane migracje tych, którzy przeprowadzili się i mieszkają wiele lat w hotelach robotniczych, czy domach akademickich, gdyż nie są oni w nowym miejscu zamieszkania zameldowani na pobyt stały.

Specyfiką statystyki polskiej jest sztuczne stworzenie kategorii osób zameldowanych na pobyt czasowy ponad dwa miesiące. Dotyczy to tych wszystkich, którzy zmieniają miejsce zamieszkania na pewien czas w związku z pobieraniem nauki, rozpoczęciem pracy zawodowej, długotrwałym leczeniem lub innymi przyczynami.

Dwa dostępne w Polsce w 1978 r. źródła informacji o ruchu wędrownym ludności nie są bezpośrednio porównywalne, gdyż odnoszą się do różnych kategorii migrującej ludności: dane z rejestracji bieżącej nie obejmują swym zasięgiem migracji czasowych, natomiast dane ze spisu powszechnego obejmują również migrantów, którzy czasowo zmienili swe miejsce zamieszkania.

Na koniec za D. Courgeau (1973, 1980) i P. H. Reesem (1977) wypada zwrócić uwagę na podstawowe różnice w badaniu liczby migrantów (transition approach) a liczby migracji (movement approach). Rycina 1 przedstawia schematycznie moż-



Ryc. 1. Przestrzenne „ścieżki życia”

1 – urodzenie, 2 – zgony, i, j, k – regiony, a-g – osoby, t – czas

Spatial “life paths”

1 – birth, 2 – death, i, j, k – regions, a-g – persons, t – time

liwości migracji. Osoby *a*, *b* i *d* nie opuszczą swego regionu zamieszkania, przy czym *a* urodzi się, a *d* umrze w trakcie badanego okresu. Osoba *e* migrowała, ale zmarła przed końcem okresu, migracja jej będzie więc liczona przy stosowaniu metody rejestracji bieżącej, natomiast nie zostanie wykazana przy metodzie pytań retrospektywnych. *F* przeprowadzi się z *i* do *k* oraz z *k* do *j*. Obie te migracje zostaną zarejestrowane, pytanie retrospektywne wykaże tylko migrację z *i* do *j*. Migracje powrotne (*g*) nie zostaną wychwycone przy badaniu metodą pytań retrospektywnych, ale zostaną dwukrotnie zarejestrowane. Uwypukla się tu podstawowa różnica: rejestracja bieżąca zlicza liczbę migracji, natomiast przy badaniach spisowych otrzy-

mujemy informację o liczbie migrantów. Liczba migracji jest większa niż liczba migrantów, ponieważ każdy migrant może migrować wiele razy. W praktyce polskiej trzeba brać pod uwagę, że przy badaniu spisowym ujmowani są jako migranci ci, którzy zameldowani są na pobyt czasowy i przebywają w nowym miejscu zamieszkania ponad dwa miesiące, co może zaburzyć powyższą relację.

Model Rogersa wymaga przygotowania danych dotyczących stanu ludności, urodzeń, zgonów i migracji dość silnie zdezagregowanych, jeśli chodzi o podział na grupy wiekowe (Willekens, Rogers 1978). Za optymalne uważa się powszechnie grupy pięcioletnie (Rees, Willekens 1981). Statystyki publikowane przez GUS dostarczają danych w odmiennych przedziałach wiekowych. Spowodowało to konieczność przetworzenia danych za pomocą maszyny cyfrowej w taki sposób, aby spełnić wszystkie wymagania modelu. Zakres i tryb zbierania przez GUS informacji pozwala na dokonanie takiej operacji bez konieczności szacowania wyników, a co za tym idzie bez utraty dokładności.

Tryb przygotowania danych opisany został w odniesieniu do innej agregacji przestrzennej w pracy M. Kupiszewskiego (1988). Przy przygotowaniu danych dla układu miasta—wieś przyjęto dokładnie te same reguły i użyto tych samych programów komputerowych. Programy te opublikowane były przez A. Malicką (1984) i A. Fronczak (1984a, b).

#### PRECYZJA BADANIA MIGRACJI W TRAKCIE NSP W 1978 r.

Jednym ze źródeł danych było badanie przeprowadzone podczas Narodowego Spisu Powszechnego 1978 r. metodą reprezentacyjną. W trakcie przygotowania danych do niniejszej pracy niezbędna była analiza wielkości błędu wynikającego z zastosowania tej metody. Podstawy statystyczne takiej analizy przedstawiono w innej pracy (Kupiszewski 1988), natomiast wnioski dla dezagregacji na miasta i wieś prezentowane są poniżej.

Porównanie liczby ludności w poszczególnych grupach wiekowych z liczbą migrantów w tych grupach oraz z wielkościami zawartymi w tabeli 1 daje nam informacje o maksymalnych błędach przy zadanym poziomie ufności. Przy poziomie istotności  $\alpha = 0,1$  dla pomiaru liczby migrantów ze wsi do miast dokładność można uznać za zadowalającą: dla kobiet — w 11 na 18 grup wiekowych maksymalny błąd będzie niższy niż 10%, natomiast dla migrantów ogółem — w 16 na 18 grup. Dla przepływów w odwrotnym kierunku wyniki będą mniej dokładne (podane kryterium będzie spełnione odpowiednio dla 13 i 9 grup wiekowych). Wynika to ze znacznie mniejszej liczby migrantów z miast do wsi. Istotne są maksymalne błędy dla najpłodniejszych grup wiekowych — na ogół nie przekraczają one 5%, a w sporadycznych wypadkach dochodzą do 15%. Jak na badanie metodą reprezentacyjną, wyniki te są dokładne. Skutki błędów będą niwelowane przez to, iż są one małe w najmobilniejszych i najpłodniejszych grupach wiekowych, gdzie liczba migrujących jest znaczna.

Pomimo iż już kilkakrotnie w badaniach, w których stosowano model Rogersa, użyto danych migracyjnych pochodzących z badań reprezentacyjnych (Termote 1980; Nanjo, Kawashima, Kuroda 1982; Long, Frey 1982), zagadnienie zależności

dokładności wyników od precyzji danych wprowadzanych do modelu nie zostało szczegółowo rozwiązane. Jest to niewątpliwie jeden z ważnych problemów stojących przed badaczami zajmującymi się zagadnieniami modelowania migracji.

Tabela 1

Najmniejsze liczebności subpopulacji wyróżnionej dla zadanego maksymalnego błędu oszacowania i poziomu ufności

| Liczebność populacji generalnej w tys. | Najmniejsza estymowana liczebność subpopulacji wyróżnionej, dla której maksymalny błąd oszacowania wynosi w %: |       |       |     |     |     |     |     |
|--|--|-------|-------|-----|-----|-----|-----|-----|
|  | 5  | 10    | 15    | 20  | 25  | 30  | 50  | 100 |
|  | Przy założonym poziomie ufności $\alpha = 0,05$  |       |       |     |     |     |     |     |
| 5                                      | 3 672  | 2 044 | 1 175 | 737 | 498 | 357 | 135 | 34  |
| 10                                     | 5 804  | 2 569 | 1 322 | 796 | 524 | 370 | 136 | 34  |
| 50                                     | 10 833   | 3 234 | 1 491 | 850 | 547 | 381 | 138 | 35  |
| 100                                    | 12 150   | 3 342 | 1 513 | 857 | 550 | 383 | 138 | 35  |
| 300                                    | 13 220   | 3 418 | 1 529 | 862 | 552 | 383 | 138 | 35  |
| 500                                    | 13 458   | 3 434 | 1 532 | 863 | 553 | 384 | 138 | 35  |
|  | Przy założonym poziomie ufności $\alpha = 0,1$   |       |       |     |     |     |     |     |
| 5                                      | 3 304  | 1 638 | 889   | 542 | 361 | 267 | 95  | 24  |
| 10                                     | 4 934  | 1 958 | 977   | 574 | 375 | 268 | 96  | 24  |
| 50                                     | 8 153  | 2 322 | 1 059 | 601 | 387 | 269 | 97  | 24  |
| 100                                    | 8 877  | 2 378 | 1 071 | 605 | 388 | 270 | 97  | 24  |
| 300                                    | 9 435  | 2 416 | 1 079 | 608 | 389 | 270 | 97  | 24  |
| 500                                    | 9 556  | 2 424 | 1 080 | 608 | 389 | 270 | 97  | 24  |

Źródło: obliczenia własne i R. Zasepa (1962).



## ANALIZA PORÓWNAWCZA RUCHU WĘDRÓWKOWEGO LUDNOŚCI POMIĘDZY MIASTAMI A WSIĄ PRZY RÓŻNYCH SPOSOBACH JEGO POMIARU

Celem tego rozdziału jest przedstawienie różnic i podobieństw, jakie wykazują dane dotyczące migracji i migrantów przy przepływach pomiędzy miastem a wsią. Za tło analizy przyjęto związną charakterystykę stanu i struktury ludności oraz ruchu naturalnego w poszczególnych regionach badawczych.

Do badania przyjęto układ, w którym wyróżniono zbiór miast oraz zbiór wsi. Przyjęcie takiej właśnie dezagregacji wynikało z faktu, iż niniejsza praca poświęcona jest w znacznym stopniu zagadnieniom metodologicznym pomiaru ruchu wędrownego. Wyróżnione regiony powinny więc charakteryzować się wyraźnymi, możliwie łatwymi do interpretacji, strumieniami przepływów.

### CHARAKTERYSTYKA DEMOGRAFICZNA BADANYCH REGIONÓW

#### STRUKTURA WIEKU I PŁCI

Tabela 2<sup>1</sup> pokazuje, jak kształtowało się zaludnienie Polski w podziale na miejsce zamieszkania i płeć. Przeliczenie danych z tej tabeli pozwala stwierdzić, że 57,52% ludności Polski zamieszkiwało w miastach, a 42,48% na wsi (przyjęto kryterium administracyjne), przy czym w miastach mieszkało 58,32% ogółu ludności i 56,68% mężczyzn.

Średni wiek ludności wynosił 32,91 lata, przy czym na wsi (33,17) był on nieco wyższy niż w miastach (32,74). Większa różnica była pomiędzy średnim wiekiem kobiet (34,39) i mężczyzn (31,39), co łatwo wytłumaczyć kolejnością wymierania i oczekiwaną długością trwania życia w chwili urodzenia (dla kobiet  $e(0) = 74,83$ , dla mężczyzn — 66,51).

Ludność wiejska charakteryzuje się młodszą niż miejska strukturą wieku. Udział procentowy ludności do 19 lat był tu wyższy niż w miastach: 33,62% kobiet i 35,85% mężczyzn mieszkających na wsi nie przekroczyło 19 lat. W miastach analogiczne wskaźniki wynosiły odpowiednio 28,76% i 32,70%. Zjawisko to można bez wątpienia

---

<sup>1</sup> Ze względu na błędy zaokrągleń powstałe w trakcie obliczeń na maszynie cyfrowej (Kupiszewski 1984a), nie zawsze sumy wierszy i kolumn równają się wartościom „ogółem” czy „Polska”. Uwaga ta dotyczy również pozostałych tabel.

Ludność Polski według płci w 1978 r.  
Układ miasta—wieś

| Wyszczególnienie | Polska     | Miasta     | Wieś       |
|------------------|------------|------------|------------|
| Ogółem           | 35 081 122 | 20 178 125 | 14 902 997 |
| Mężczyźni        | 17 089 116 | 9 685 662  | 7 403 454  |
| Kobiety          | 17 992 006 | 10 492 463 | 7 499 543  |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

wytłumaczyć dużo wyższym wskaźnikiem natężenia urodzeń ludności wiejskiej. Jeśli rozważymy udział procentowy kobiet wiejskich w wieku 20—29 lat w ogólnej liczbie kobiet na wsi (15,87%) i analogiczny wskaźnik dla mężczyzn (18,68%), a następnie porównamy je z odpowiednimi wartościami dla miast (19,20% dla kobiet i 20,84% dla mężczyzn), to stwierdzimy, że nastąpi zmiana relacji. Wydaje się, że przyczyną opisywanego stanu rzeczy jest znaczne w tych grupach wieku ujemne saldo migracyjne wsi (ponad 90 000 według rejestracji bieżącej). Natomiast 6,79% mężczyzn i 13,30% kobiet zamieszkałych na wsi przekroczyło 65 lat. Świadczy to o znacznie szybszym starzeniu się populacji kobiet na wsi, którego nie rekompensuje wyższy niż w miastach przyrost naturalny, ze względu na silny odpływ młodych ludzi do miast. Jednocześnie jeśli chodzi o odsetek ludności w wieku produkcyjnym, miasta były bardziej uprzywilejowane niż wieś.

Dane zawarte w tabeli 2 wskazują na przewagę liczebną kobiet — 105,28 na 100 mężczyzn, w miastach różnicowanie jest większe (108,33), na wsi zaś mniejsze (101,30). Ta ostatnia liczba ukrywa w pewnym sensie faktyczny stan nierównowagi. Dostrzeżemy go, gdy spojrzymy na strukturę wieku kobiet. W grupie wiekowej 15—34 lata, a więc w tej grupie, która cechuje się najwyższą liczbą zawartych małżeństw, mieści się 35,52% ogółu kobiet w miastach i tylko 29,14% kobiet na wsi. W rezultacie na wsi na 100 kobiet w wieku 15—34 lata przypada 112,37 mężczyzn. E. Rosset (1975 t. 1, s. 247) mówiąc o współczynniku feminizacji, określa strukturę tego typu jako „wysoce anormalną”. Można w pełni odnieść to sformułowanie do obliczonego tu współczynnika maskulinizacji. Nadmiar mężczyzn na wsi powoduje trudności ze znalezieniem kandydatki na żonę we własnym środowisku, a więc potencjalnie obniża przyrost naturalny, stanowi dodatkowy bodziec do migracji, powoduje problemy z obejmowaniem gospodarstw przez młodych mężczyzn. Pierwsze ze wzmiankowanych zjawisk jest kompensowane przez znacznie wyższą płodność kobiet wiejskich niż miejskich, jak np. 91 urodzeń na 1000 kobiet w wieku 15—49 lat na wsi i 63 w miastach w 1978 r. (*Rocznik demograficzny 1980*, s. 105).

#### PŁODNOŚĆ

Ostatni akapit analizy struktury ludności wprowadził nas w zagadnienie płodności. W 1978 r. urodziło się w Polsce 674 174 dzieci, z czego 363 187 (53,87%) w miastach i 310 987 (46,13%) na wsi. Na 1000 osób urodziło się 19,0 noworodków

żywych (*Rocznik demograficzny 1981*, s. 102), przy czym w miastach 17,8, a na wsi 20,8 (op. cit.). Na 1000 kobiet w wieku 15—49 lat urodziło się 73 dzieci, przy czym zróżnicowanie pomiędzy miastami (62) a wsią (91) było znaczne (op. cit.). Syntetycznym wskaźnikiem sytuacji demograficznej jest współczynnik reprodukcji netto. Wartość jego dla miast wynosiła 0,845 (op. cit.), co nie zapewnia prostej zastępowalności pokoleń. Jest to tendencja utrwalona: 1962 r. — 0,952 (Rosset 1975, t. 2, s. 571), 1965 r. — 0,879, 1970 r. — 0,794, 1975 r. — 0,826 (*Rocznik demograficzny 1981*, s. 102). Na wsi współczynnik ten wynosił 1,425, a dla całej Polski — 1,035. Oznacza to, że nieznacznie rozszerzoną reprodukcję ludności zawdzięcza Polska wysokiemu wskaźnikowi reprodukcji na wsi.

Na kwestię rozrodzności można spojrzeć również z punktu widzenia średniego wieku matki w chwili urodzenia dziecka. Na wsi wynosił on w 1978 r. — 25,81, a w miastach — 25,86 lat. Te zbliżone wartości zaskakują tylko w pierwszej chwili. Sprawa staje się jasna, gdy spojrzymy na dane dotyczące kolejności urodzeń: 47,8% urodzeń w miastach, ale tylko 37,2% na wsi to pierwsze porody. Jedynie 5% porodów w miastach i aż 15,4% na wsi to porody dziecka czwartego i kolejnych (obliczenia własne na podstawie *Rocznika demograficznego 1981*). Taka sytuacja powoduje wzrost średniego wieku matek na wsi. Dla wszystkich grup wiekowych natężenie urodzeń na wsi jest większe niż w miastach. Wyjątek stanowi grupa wiekowa 10—14 lat, ale tu fakt urodzenia dziecka ma niewątpliwie charakter patologiczny ze społecznego, a często i z fizjologicznego punktu widzenia, a liczba urodzeń jest nieznaczna. Względna różnica między natężeniem urodzeń w miastach i na wsi rośnie wraz z wiekiem matek. Jeśli przyjąć natężenie urodzeń w miastach w danej grupie za 100%, to na wsi będziemy mieli w grupie 20—24 lata — 133,71%, w grupie 30—34 lata — 147,90%, w grupie 40—44 lata — 268,22% i w grupie 45—49 lat — 308,43%.

#### UMIERALNOŚĆ

W 1978 r. stwierdzono w Polsce 342 981 zgonów, z czego 150 787 na wsi i 174 194 w miastach. Na 1000 mieszkańców zanotowano (tab. 3) w Polsce 9,29 zgonów, przy czym odpowiedni współczynnik dla wsi wynosił 10,18, a dla miast 8,63 (*Rocznik demograficzny 1981*, s. 132—135). Widoczna nadumieralność na wsi może być przypisana większemu niż w miastach odsetkowi ludności w wieku poprodukcyjnym, wymuszonej wyższej aktywności zawodowej (Jerczyński, Gawryszewski 1983) i gorszej opiece zdrowotnej.

Tabela 3

Liczba zgonów według płci na 1000 mieszkańców w 1978 r.  
Układ miasta — wieś

| Wyszczególnienie | Polska | Miasta | Wieś  |
|------------------|--------|--------|-------|
| Ogółem           | 9,29   | 8,63   | 10,18 |
| Mężczyźni        | 10,35  | 9,54   | 11,41 |
| Kobiety          | 8,28   | 7,80   | 8,96  |

Źródło: *Rocznik Demograficzny 1981*, s. 132—135.

Drugim uderzającym zjawiskiem jest silna nadumieralność mężczyzn, zwłaszcza na wsi. Występuje ona pomimo mniej korzystnej struktury wieku kobiet. Analiza natężeń zgonów w zależności od wieku, płci i miejsca zamieszkania wykazuje, że w miastach od 20 i na wsi od 15 roku życia natężenie zgonów mężczyzn jest wyższe niż kobiet, przy czym pod koniec wieku produkcyjnego różnice sięgają ponad 100% (na wsi dla grupy wiekowej 60–64 lata umierało 30 mężczyzn na 1000 mieszkańców, ale tylko – 13,7 kobiet; dla miast odpowiednie wskaźniki wynosiły – 24,2 i 11,6).

Tabela 4 przedstawia wartości dwóch syntetycznych mierników natężenia zgonów: średniego wieku ludności w chwili zgonu i przeciętnej dalszej długości trwania życia w chwili urodzenia ( $e(0)$ ). Wartości różnicują się przede wszystkim w zależności

Tabela 4

Średni wiek ludności w chwili zgonu i przeciętna długość trwania życia  $e(0)$  w chwili urodzenia (wg jednoregionalnych tablic trwania życia) w 1978 r.

Układ miasta – wieś

| Wyszczególnienie | Mężczyźni |       | Kobiety |       |
|------------------|-----------|-------|---------|-------|
|                  | miasta    | wieś  | miasta  | wieś  |
| Średni wiek      | 59,90     | 62,04 | 68,37   | 69,41 |
| $e(0)$           | 66,35     | 66,59 | 74,75   | 74,92 |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

od płci, natomiast w znacznie mniejszym stopniu w zależności od miejsca zamieszkania. Przeciętna dalsza długość trwania życia kobiet jest o około 8 lat większa niż mężczyzn. Mieszkańcy wsi żyją dłużej, a nowo urodzeni także mogą oczekiwać dłuższego życia niż mieszkańcy miast.

E. Rosset (1975 t. 2, s. 383 i nast.) przytacza wypowiedzi demografów i demogeografów dowodzące, jak istotnym wskaźnikiem stanu zdrowotnego społeczeństwa jest stopa umieralności niemowląt. W 1978 r. kształtowała się ona na poziomie 22,5 zgonów na 1000 noworodków (*Rocznik demograficzny 1981*, s. 151). Zróznicowanie między natężeniem zgonów niemowląt na wsi – 22,9 i w miastach – 22,2 na 1000 urodzeń (*Rocznik demograficzny 1981*, s. 151) jest nieznaczne.

#### CHARAKTERYSTYKA RUCHU WĘDRÓWKOWEGO LUDNOŚCI

Sposoby pomiaru migracji i ich konsekwencje oraz dotychczasowe badania dotyczące tego zagadnienia omówione zostały w wielu pracach (Latuch 1970, Courgeau 1973, Kosiński 1974, Rees 1977, Kupiszewski 1988). Tu przypominamy tylko w wielkim uproszczeniu, że w trakcie badań spisowych mierzymy liczbę migrantów, a rejestracja bieżąca daje pojęcie o liczbie migracji.

#### LICZBA MIGRACJI I MIGRANTÓW

W 1978 r. zanotowano w Polsce 1 069 633 migrantów (obliczenia własne na podstawie materiałów GUS) i 963 987 migracji (*Stan, ruch ...*, 1978, s. 143). Liczba migrantów była wyższa niż liczba migracji, gdyż do tych pierwszych wlicza się ludność

zameldowaną na pobyt czasowy ponad dwa miesiące. Badanie GUS z 10.11.1978 wykazało 847,7 tys. takich osób (Kopeć 1982, s. 22). Dane o wielkości wędrówek w zależności od kierunku przepływu i płci przedstawia tabela 5.

Tabela 5

Liczba migracji i migrantów w 1978 r.  
Układ miasta—wieś

| Wyszczególnienie | Migranci          |                   | Migracje          |                   |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                  | miasta—<br>— wieś | wieś—<br>— miasta | miasta—<br>— wieś | wieś—<br>— miasta |
| Ogółem           | 97 403            | 353 170           | 132 327           | 354 022           |
| Mężczyźni        | 51 951            | 188 579           | 63 426            | 164 926           |
| Kobiety          | 45 451            | 164 599           | 68 898            | 189 096           |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

Liczba migracji ze wsi do miast jest równa liczbie migrantów (odpowiednio 354,0 tys. i 353,2 tys.). Przy kierunku odwrotnym notujemy nadwyżkę liczby migracji nad liczbą migrantów (ok. 34,9 tys.), co można wyjaśnić nielicznymi w tym kierunku przemieszczeniami ludności na czas określony.

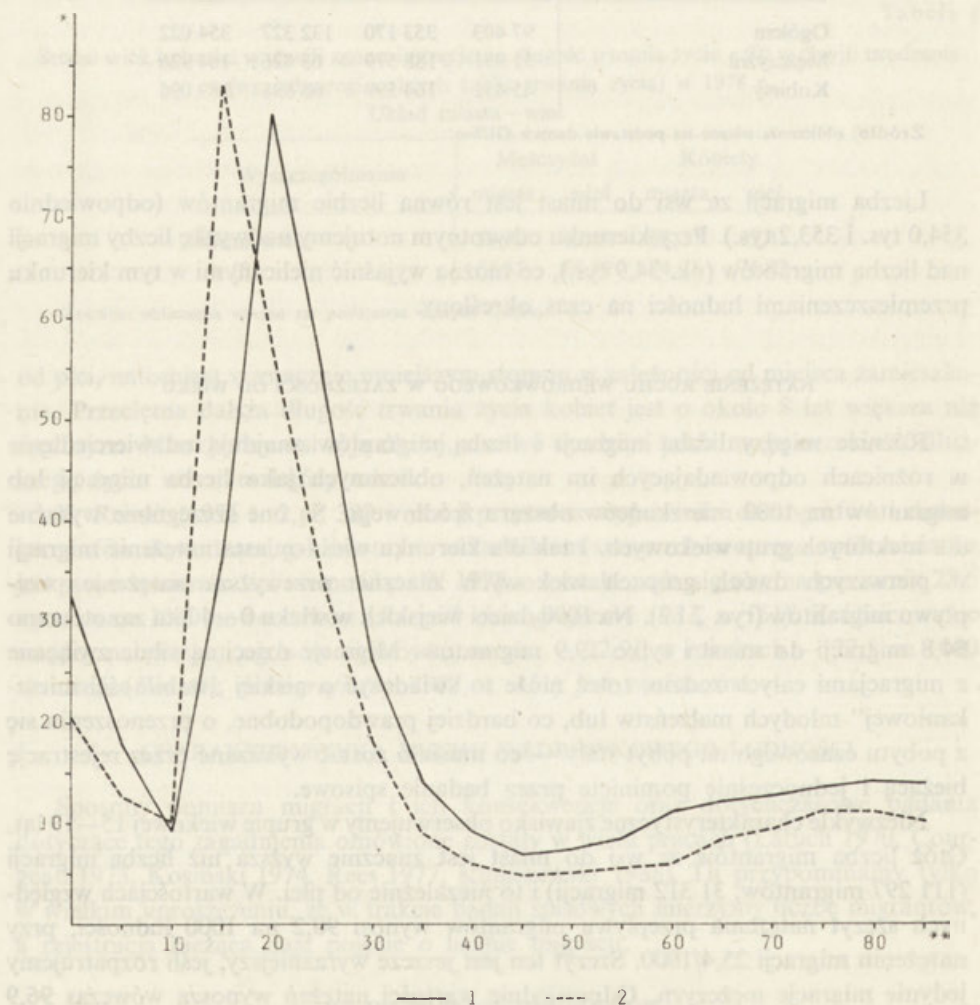
NATĘŻENIE RUCHU WĘDRÓWKOWEGO W ZALEŻNOŚCI OD WIEKU

Różnice między liczbą migracji i liczbą migrantów znajdują odzwierciedlenie w różnicach odpowiadających im natężeń, obliczanych jako liczba migracji lub migrantów na 1000 mieszkańców obszaru źródłowego. Są one szczególnie wyraźne dla niektórych grup wiekowych. I tak dla kierunku wieś—miasta natężenie migracji w pierwszych dwóch grupach wiekowych znacznie przewyższa natężenie przepływu migrantów (ryc. 2 i 3). Na 1000 dzieci wiejskich w wieku 0—4 lata zanotowano 34,8 migracji do miast i tylko 19,9 migrantów. Migracje dzieci są silnie związane z migracjami całych rodzin, toteż może to świadczyć o niskiej „stabilności mieszkaniowej” młodych małżeństw lub, co bardziej prawdopodobne, o przenoszeniu się z pobytu czasowego na pobyt stały — co musiało zostać wykazane przez rejestrację bieżącą i jednocześnie pominięte przez badanie spisowe.

Niezwykle charakterystyczne zjawisko obserwujemy w grupie wiekowej 15—19 lat. Otóż liczba migrantów ze wsi do miast jest znacznie wyższa niż liczba migracji (111 297 migrantów, 31 312 migracji) i to niezależnie od płci. W wartościach względnych szczyt natężenia przepływu migrantów wynosi 90,2 na 1000 ludności, przy natężeniu migracji 25,4/1000. Szczyt ten jest jeszcze wyraźniejszy, jeśli rozpatrujemy jedynie migracje mężczyzn. Odpowiednie wartości natężeń wynoszą wówczas 96,9 i 15,5 (dla kobiet odpowiednio — 83,0 i 36,0). Zjawisko to związane jest z masową emigracją młodzieży wiejskiej do miast. Młodzież poszukująca pracy lub udająca się do szkół średnich i wyższych uczelni jest na ogół w pierwszym okresie swego miejskiego życia zameldowana na pobyt czasowy, a zatem jej przemieszczenia nie są

odnotowywane w rejestracji bieżącej. Dysproporcje te byłyby jeszcze większe, gdyby nie fakt, że osoby wynajmujące mieszkania w miastach, w których są ograniczenia meldunkowe, zameldowane są na ich obrzeżu, często na obszarze o statusie prawnym wsi.

Dane dla grupy wiekowej 20–24 lata wydają się potwierdzać te wnioski: notujemy nadal przewagę natężenia przepływu migrantów nad natężeniem migracji wśród młodzieży męskiej (69,0 i 44,3) przy odwrotnej relacji u kobiet (57,8 i 80,1). Można przypuszczać, że nadal trwa intensywny *exodus* tych roczników ze wsi, przy czym kobiety szukają stabilizacji rodzinnej, natomiast mężczyźni, którzy na ogół migrację „po wiedzę” mają oddzielną od migracji w poszukiwaniu pracy służbą wojskową,



Ryc. 2. Natężenie napływów kobiet ze wsi do miast w 1978 r.

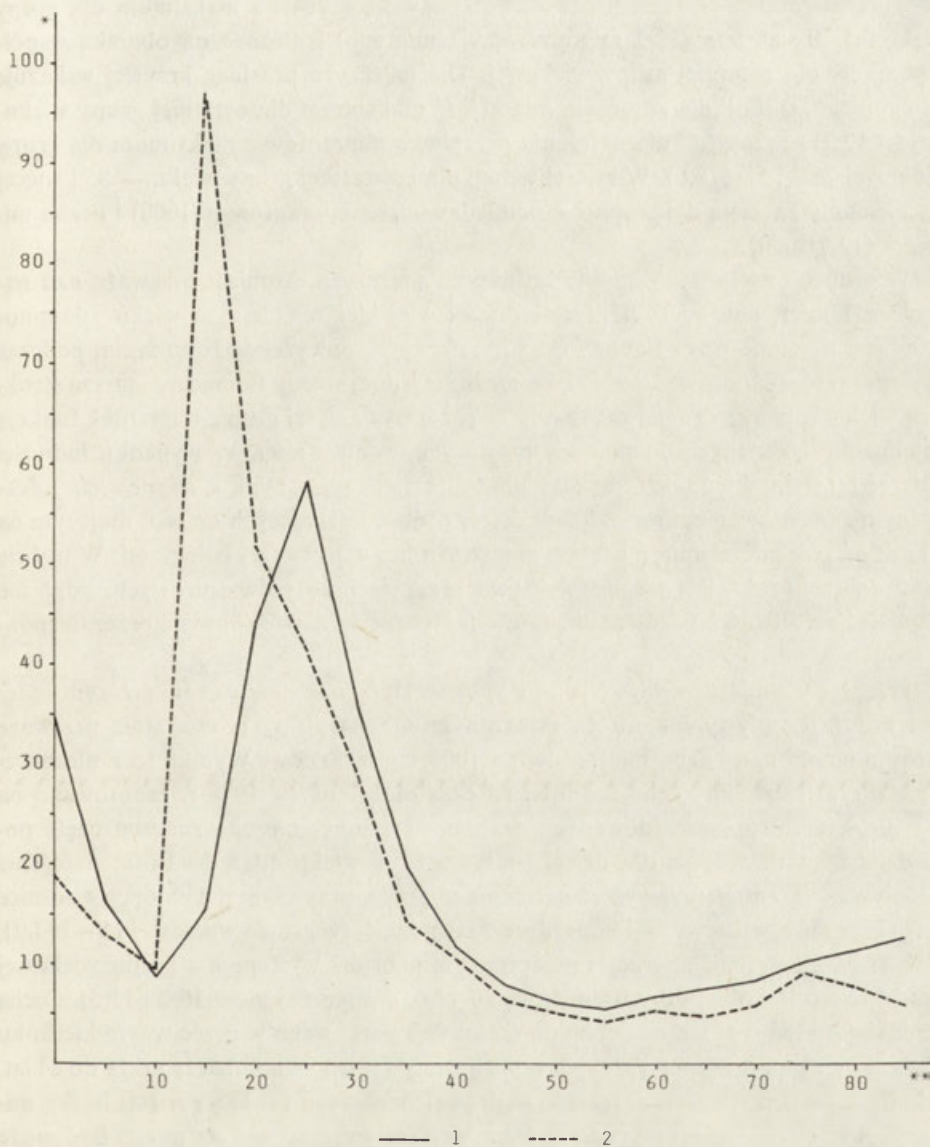
1 — dane o migracjach, 2 — dane o migrantach, \* — natężenie ( $\times 1000$ ), \*\* — wiek

Intensity of flows of females migrating from countryside to towns in 1978

1 — data on migrations, 2 — data on migrants, \* — intensity ( $\times 1000$ ), \*\* — age

starają się znaleźć jak najlepsze miejsce zatrudnienia. Zwróćmy tu uwagę na fakt, iż migranci od 15 do 25 roku życia stanowili 69,9% ogółu zameldowanych na pobyt czasowy w 1978 r. Na następną dziesięcioletnią grupę wiekową przypadało 17%, a dalsze grupy miały udziały od 4% do 0,4%.

Dla ludności powyżej 25 roku życia, opuszczającej wieś, notujemy stałą przewagę liczby migracji nad liczbą migrantów na 1000 mieszkańców. Dla kobiet szczyt



Ryc. 3. Natężenie napływów mężczyzn ze wsi do miast w 1978 r.

1 - dane o migracjach, 2 - dane o migrantach, \* - natężenie ( $\times 1000$ ), \*\* - wiek

Intensity of flows of males migrating from countryside to towns in 1978

1 - data on migrations, 2 - data on migrants, \* - intensity ( $\times 1000$ ), \*\* - age

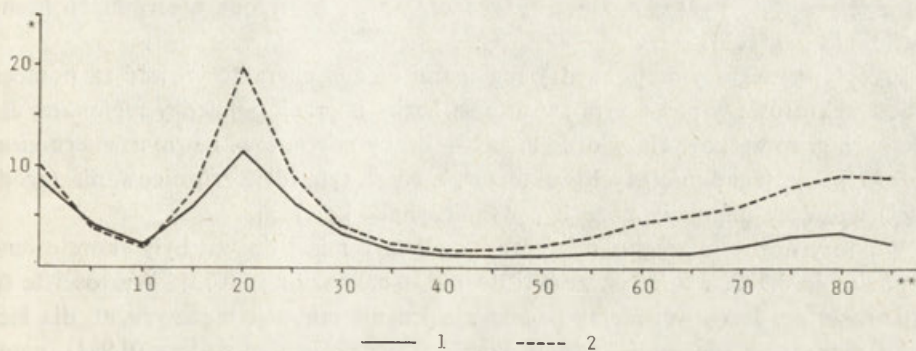
natężenia migracji osiągnięty jest w grupie wiekowej 20—24 lat (80,1), a dla mężczyzn w następnej grupie wiekowej (58,3). Dalej natężenia maleją i osiągają swoje minima dla wieku 45—50 lat wśród kobiet (7 migracji i 6 migrantek na 1000 kobiet) i o 10 lat później dla mężczyzn (odpowiednio 4,1 i 5,4). Po osiągnięciu minimów funkcje natężenia ruchu wędrownego zaczynają rosnać: dla kobiet wzrost ten jest typu „stoku” (przyjmując terminologię A. Rogersa i L. J. Castro (1981), przyswojoną literaturze polskiej przez A. Potrykowską (1984)) z maksimum dla grupy wiekowej 80—84 lata (11,2 migrantów, 9,2 migracji) i nieznaczną obniżką współczynników dla ostatniej grupy wiekowej. Dla mężczyzn przebieg krzywej wskazuje na istnienie „stoku” dla natężenia migracji (z maksimum dla ostatniej grupy wiekowej — 12,7) i „szczytu” dla natężenia przepływu migrantów z maksimum dla grupy wiekowej 75—79 lat (8,6). W konsekwencji dla najstarszej grupy wieku — 85 i więcej lat — mamy znaczną dysproporcję pomiędzy liczbą migrantów (6/1000) i liczbą migracji (12,7/1000).

W grupach wiekowych 25—49 lat napływ mężczyzn do miast przeważa nad napływem kobiet, natomiast napływ ludności wiejskiej w starszym wieku zdominowany jest liczebnie przez kobiety (15 979 migrantek powyżej 50 roku życia, podczas gdy migrantów zanotowano 9012), co można z jednej strony tłumaczyć starszą strukturą wieku kobiet, z drugiej zaś strony — przypisywaną tej grupie migrantek funkcją opiekunek niezbędnych do pomocy przy wychowaniu dzieci. W wypadku ludności starszej możemy mieć także do czynienia z ruchem pozornym, a mianowicie z formalnym zameldowaniem na stałe w mieście osób mieszkających na wsi, mającym na celu uzyskanie mieszkania o większym metrażu lub w pierwszej kolejności. W trakcie spisu operacja taka jest nie do wykrycia przez rachmistrzów spisowych, gdyż nie mają oni możliwości porównania stanu faktycznego z podawanym przez respondentów.

Przepływy z miast na wieś (ryc. 4 i 5) charakteryzują się znacznie niższym natężeniem niż przepływy w kierunku odwrotnym. Obserwujemy prawie stałą przewagę liczby migracji nad liczbą migrantów na 1000 mieszkańców. Wynika to z nieznacznego w tym kierunku ruchu ludności na czas określony (w 1978 r. zanotowano na wsi 101,4 tys. osób zameldowanych na czas określony, z czego znaczna część pochodziła ze wsi). Jedynie dla dzieci i młodzieży w wieku od 5 do 14 lat natężenie przepływu migrantów przewyższa natężenie migracji, przy czym dla chłopców różnice są większe niż dla dziewcząt i kończą się 5 lat później (w grupie wiekowej 15—19 lat). Maksymalne natężenie migracji i przepływu migrantów występują w grupie wiekowej 20—24 lata (dla kobiet odpowiednio 19,9 i 11,6, dla mężczyzn — 16,2 i 11,5). Cechą odróżniającą ten rozkład od rozkładu ruchu wędrownego w przeciwnym kierunku jest brak wyeksponowanego szczytu w liczbie migrantów — młodzieży od 15 do 24 lat. Jednocześnie maksymalne natężenie wędrowek mężczyzn (w kategoriach liczby migracji) z miast na wieś przypada o 5 lat wcześniej niż ze wsi do miast. Być może można to tłumaczyć tym, że w wypadku kierunku miasta—wieś mamy do czynienia z powrotami na wieś z małych miasteczek (5—10 tys. mieszkańców) po uzyskaniu zawodu lub wykształcenia i odbyciu zasadniczej służby wojskowej. Dla ludności starszej obserwujemy ciekawe zjawisko: liczba migrantów na 1000 miesz-



kańców przez długi okres jest stabilna (dla mężczyzn 50–80 roku życia, dla kobiet 40–75 roku życia), aby w najstarszych grupach wiekowych rosła. Natężenie migracji natomiast wykazuje stały gwałtowny wzrost począwszy od grupy wiekowej 60–64 lata dla mężczyzn i 45–49 lat dla kobiet. Jest to spowodowane zmianami w statusie pracowniczym — przechodzeniem na renty i emerytury. W rezultacie



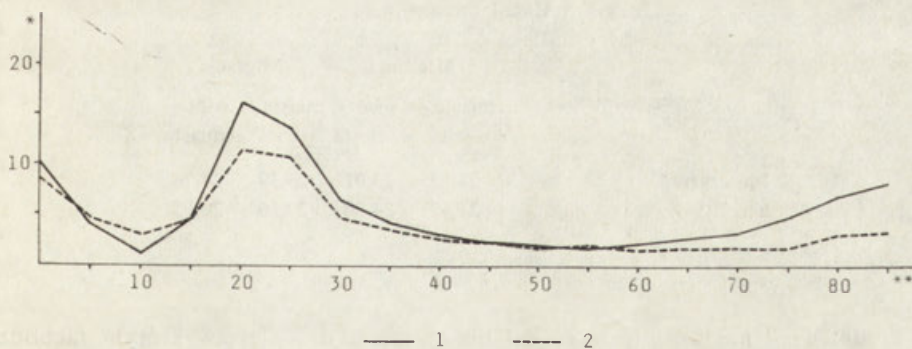
Ryc. 4. Natężenie napływów kobiet z miast na wieś w 1978 r.

1 — dane o migracjach, 2 — dane o migrantach, \* — natężenie ( $\times 1000$ ), \*\* — wiek

Intensity of migrations of females from urban to rural areas in 1978

1 — data on migrations, 2 — data on migrants, \* — intensity ( $\times 1000$ ), \*\* — age

otrzymujemy znaczne różnice w zależności od tego czy natężenie ruchu wędrownego wyrażone jest liczbą migracji, czy liczbą migrantów na 1000 mieszkańców. Stosunek natężenia migracji do natężenia przepływu migrantów w danej grupie wiekowej wynosi 3,83 dla kobiet w wieku 65–69 lat i 2,86 dla mężczyzn w wieku 75–79 lat. Samo zjawisko zwiększania natężenia wędrowek ludności starszej z miast na wieś E. Rosset (1975) zinterpretował jako odsyłanie dziadków, którzy pomogli



Ryc. 5. Natężenie napływów mężczyzn z miast na wieś w 1978 r.

1 — dane o migracjach, 2 — dane o migrantach, \* — natężenie ( $\times 1000$ ), \*\* — wiek

Intensity of migration of males from urban to rural areas in 1978

1 — data on migrations, 2 — data on migrants, \* — intensity ( $\times 1000$ ), \*\* — age

w odchowaniu wnuków, w chwili gdy są nieproduktywni lub wręcz obciążają rodzinę miejską. Obserwowane zróżnicowania natężeń mogą częściowo wynikać z faktu, iż na wsi status takich osób nie jest jasny dla rodziny, są oni traktowani jako część rodziny miejskiej, a nie wiejskiej i tym samym nie zostali zgłoszeni w czasie spisu jako emigranci z miasta, pomimo że formalności meldunkowe zostały załatwione. Zauważmy też, że kobiety w okresie 15—24 roku życia i począwszy od 50 roku życia charakteryzują się wyższą niż mężczyźni mobilnością (mierzoną w terminach liczby i natężenia migracji).

Przepływy migracyjne pomiędzy regionami można charakteryzować za pomocą dwóch wektorów: w pierwszym zawarte są liczby migracji pomiędzy regionami dla kolejnych grup wiekowych, w drugim zaś — liczby migrantów. Pewnym miernikiem zróżnicowania (zgodności) tych wektorów, a co za tym idzie zróżnicowania (zgodności) wzorców migracji, może być współczynnik korelacji.

Wektory liczby migracji i migrantów ogółem z miast do wsi były skorelowane na poziomie 0,982, natomiast ze wsi do miast na poziomie 0,721. Wartości te są bardzo istotne. Jeżeli weźmiemy pod uwagę jedynie migrację mężczyzn, to dla kierunku z miast na wieś współczynnik korelacji będzie jeszcze wyższy (0,991), natomiast ze wsi do miast zmaleje w istotny sposób (0,595). Dla kobiet odpowiednie wartości wynoszą 0,972 i 0,744. Niższą wartość korelacji dla migracji ze wsi do miast można tłumaczyć tym, iż część migrantów w pierwszej fazie bądź nie załatwia formalności meldunkowych (por. Stpiczyński 1971; Rykiel, Żurek 1981), bądź też przemeldowuje się na pobyt czasowy. Dotyczy to zwłaszcza robotników podejmujących pracę po raz pierwszy i uczniów szkół ponadpodstawowych wędrujących ze wsi do miast. Jednocześnie widać, że przenoszący się z miast na wieś wiążą prawdopodobnie ściśle fakt migracji z otrzymaniem mieszkania, a w konsekwencji z uzyskaniem stałego zameldowania.

Tabela 6

Średni wiek migranta oraz średni wiek, w którym mają miejsce migracje w 1978 r. •  
Układ miasta—wieś

| Wyszczególnienie | Migranci          |                   | Migracje          |                   |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                  | miasta—<br>— wieś | wieś—<br>— miasta | miasta—<br>— wieś | wieś—<br>— miasta |
| Mężczyźni        | 24,13             | 23,01             | 25,39             | 24,76             |
| Kobiety          | 24,47             | 24,30             | 29,16             | 26,15             |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

Średni wiek migranta (tab. 6) jest niższy niż średni wiek, w którym zachodzą migracje, co wynika z omawianego powyżej rozkładu wieku migrantów i wieku, w którym mają miejsce migracje.

Ponadto z powyższej tabeli wynika, że średni wiek migrantek i średni wiek dokonania migracji przez kobiety jest wyższy od odpowiadających wskaźników dla

mężczyzn, na co wpływ ma zarówno znaczna mobilność kobiet w starszym wieku, jak i struktura ich wieku oraz bardzo znaczna (sięgająca w niektórych grupach wieku 10%) mobilność młodych mężczyzn.

#### PRZEPLYWY LUDNOŚCI W CZTERECH PODSTAWOWYCH KIERUNKACH

Na zakończenie omawiania podstawowych danych dotyczących ruchu naturalnego i wędrownego ludności przedstawimy w tabeli 7 udział procentowy migracji i migrantów w czterech podstawowych kierunkach.

Ze względu na dostępność danych zestawiono przepływy za lata 1975–1978, gdyż za taki okres dostępne są publikowane wyniki NSP 1978 (*Migracje ludności ...*,

Tabela 7

Procentowy udział głównych kierunków przepływów ludności w latach 1975–1978

| Kierunki migracji | Migranci | Migracje |
|-------------------|----------|----------|
| Miasta—wieś       | 9,03     | 12,31    |
| Miasta—miasta     | 30,31    | 27,36    |
| Wieś—wieś         | 25,82    | 23,23    |
| Wieś—miasta       | 34,83    | 37,10    |

Źródło: obliczenia własne na podstawie: *Stan, ruch naturalny i wędrownkowy ...*, 1979; *Migracje ludności ...*, 1981; *Roczniki demograficzne* 1976, 1980.

1981). Liczbę migrantów uzyskano sumując przepływy w poszczególnych latach podane w Rocznikach Demograficznych oraz w pracy *Stan, ruch naturalny i wędrownkowy ...* (1978).

Największy udział mają przepływy ze wsi do miast, przy czym udział procentowy migracji (37,10%) jest wyższy niż udział procentowy migrantów (34,83%). Na drugim miejscu plasują się migracje pomiędzy miastami, natomiast najniższe udziały procentowe mają ruchy z miast na wieś (9,03% migrantów i 12,31% migracji). Na taki rozkład przemieszczeń zwrócili uwagę M. Jerczyński i A. Gawryszewski (1983). Większy udział przepływów miasta—miasta i wieś—wieś dla migrantów niż dla migracji wskazuje, że rzeczywiste znaczenie ruchów ludności wewnątrz tych systemów jest w świetle powszechnie używanych danych statystycznych niedoceniane. Należy tu kolejny raz podkreślić, że dane pochodzące ze spisu lepiej odzwierciedlają rzeczywistą sytuację niż skrupowane przepisami administracyjnymi dane z rejestracji bieżącej.

P. Kitsul i D. Philipov (1981) zwrócili uwagę na związek pomiędzy liczbą zliczonych migrantów a tym czy dane zbierane są dla okresów rocznych, czy kilkuletnich. Przy omawianiu otrzymanych w tabeli 7 wyników trzeba wziąć pod uwagę, że dane spisowe dotyczyły okresu czteroletniego, a dane z rejestracji bieżącej — czterech okresów rocznych. Można przyjąć, że zbieranie danych dotyczących liczby migrantów

w każdym roku oddzielnie zmieniłoby liczbę zarejestrowanych migrantów, lecz nie zmieniłoby w istotny sposób udziału procentowego poszczególnych kierunków przepływu.

#### SYNTEZA DANYCH (NA PODSTAWIE DANYCH Z 1978 r.)

1. Ludność wiejska charakteryzuje się wyższym niż ludność miejska średnim wiekiem przy jednoczesnym wyższym udziale procentowym dzieci i młodzieży do 19 lat i niższym udziałem ludności w wieku produkcyjnym, co przy silnym odpływie młodzieży ze wsi do miast wskazuje na znaczną eksploatację zawodową ludności w wieku poprodukcyjnym. Jest to przesłanka demograficzna stanowiąca złą prognozę ekonomicznego rozwoju wsi w najbliższej przyszłości.

2. Brak równowagi pomiędzy liczbą kobiet i mężczyzn na wsi występuje zwłaszcza w wieku najintensywniejszego zawierania małżeństw. Niedobór kobiet — kandydatek na żony może stanowić silny bodziec emigracyjny dla mężczyzn.

3. Liczba urodzeń na 1000 kobiet w wieku 15—49 lat jest na wsi prawie o 1/2 wyższa niż w mieście. Kobiety wiejskie zaczynają rodzić wcześniej niż miejskie i częściej mają więcej niż troje dzieci.

4. Mieszkańcy wsi żyją nieco dłużej niż mieszkańcy miast, choć umieralność jest tu wyższa niż w miastach. Oba regiony, a zwłaszcza wieś charakteryzują się nadumieralnością mężczyzn. Kobiety żyją średnio 8 lat dłużej niż mężczyźni.

5. Natężenie przepływów w zależności od wieku dla obu metod pomiaru migracji daje charakterystyczny rozkład z trzema maksimumami opisany analitycznie przez A. Rogersa i L. J. Castro (1981), przy czym wielkość i lokalizacja ekstremów zależą od kierunku przepływów i sposobu pomiaru migracji.

6. Maksimum natężenia przepływów między miastami a wsią przypada na grupy wiekowe 20—24 lata lub rzadziej, 25—29 lat. Jedynie dla danych spisowych, dla napływu ze wsi do miast natężenie kulminuje dla grupy wiekowej 15—19 lat.

7. Różnice pomiędzy liczbą migrantów a liczbą migracji istotniejsze są przy odpływach z obszarów wiejskich do obszarów miejskich niż przy odwrotnym kierunku przepływów. Różnice te istotniejsze są dla odpływu mężczyzn niż kobiet.

8. W grupie wiekowej 15—19 lat obserwujemy zawsze przewagę liczby migrantów nad liczbą migracji. Natężenie przepływu migrantów — mężczyzn przybywających do miast jest kilkakrotnie wyższe niż natężenie migracji. Wynika to z objęcia badaniem spisowym osób, które czasowo zmieniały miejsce zamieszkania, w tym młodzieży udającej się do miast w poszukiwaniu wykształcenia i pracy.

9. Kobiety w wieku 15—24 lata i powyżej 50 lat charakteryzują się większą niż mężczyźni mobilnością mierzoną natężeniem migracji, przy czym ich dominacja jest wyraźna w starszych grupach wiekowych.

10. Średni wiek migrantów (dane spisowe) jest niższy niż średni wiek, w którym dokonywane są migracje (rejestracja bieżąca).

11. Dane dotyczące migracji, a pochodzące z rejestracji bieżącej nie odzwierciedlają w pełni rzeczywistych przepływów ludności. Fakt ten jest opisywany w literaturze. W odniesieniu do warunków polskich przybiera on na znaczeniu ze względu

na pominięcie przemieszczeń na czas określony, które, zwłaszcza przy napływach do wielkich aglomeracji, są bardzo liczne i w większości długotrwałe.

12. Pojęcie zameldowania na czas określony ponad dwa miesiące, przyswojone statystyce polskiej przez przepisy administracyjne, powinno ulec modyfikacji, nie informuje ono bowiem, jak długo w rzeczywistości dana osoba zameldowana na pobyt czasowy zamierza przebywać w nowym miejscu zamieszkania. W rezultacie część migrantów przenoszących się na stałe traktowana jest jak migranci czasowi nawet po 20 latach pobytu w nowej miejscowości.

MODEL ROGERSA:  
WYNIKI EMPIRYCZNE PRZY ZASTOSOWANIU  
DWÓCH TYPÓW DANYCH MIGRACYJNYCH

Konstrukcja modelu Rogersa może być podzielona na trzy etapy: w pierwszym etapie następuje wprowadzenie danych i obliczenie na tej podstawie wielu prostych miar demometrycznych. Drugi etap polega na wygenerowaniu jednoregionalnych i wieloregionalnych tablic trwania życia. W trzecim etapie oblicza się macierz wzrostu, a następnie przy jej użyciu przeprowadza się projekcję populacji aż do uzyskania stabilizacji układu (por. rozdz. Kohortowe modele projekcji ludności). W niniejszej pracy poprzestaniemy na tej zwięzłej informacji odsyłając zainteresowanego czytelnika do licznych prac opisujących szczegółowo model i jego konstrukcję (Rogers 1975; Willekens, Rogers 1978; Paradysz 1981; Kupiszewski 1984b, 1988; Józwiak 1985; Rogers, Willekens 1986b). W pierwszej części niniejszego rozdziału przedstawione będą wyniki uzyskane dzięki wygenerowaniu wieloregionalnych tablic trwania życia przy wprowadzeniu do nich dwóch typów danych migracyjnych. Należy tu tylko zwrócić uwagę na fakt, iż algorytm obliczeń tablic trwania życia nie jest w obu wypadkach identyczny, lecz dostosowany do rodzaju dostarczanej modelowi informacji o ruchliwości ludności (Willekens, Rogers 1978). Druga część rozdziału poświęcona jest porównaniu wyników projekcji otrzymanych przy wprowadzeniu do obliczeń po kolei obu tablic trwania życia.

TABLICE TRWANIA ŻYCIA — PORÓWNANIE WYNIKÓW EMPIRYCZNYCH

Z punktu widzenia zrozumienia aktualnych przepływów migracyjnych i porządku wymierania interesująca jest tablica mówiąca o liczbie osób urodzonych w regionie  $j$  i przebywających w regionie  $i$  w wieku  $x$ . Inna możliwa do przyjęcia interpretacja tej tablicy jest następująca: przydzielmy każdemu z regionów przykładowo stutysięcznoosobową kohortę ludzi i patrzymy, ilu z nich pozostanie w danym regionie, a ilu emigruje lub umrze. Innymi słowy — jak przydzielony regionowi „budżet” ludzi jest rozrzucony w przestrzeni z upływem czasu. Użyteczne też może być porównanie, ile osób z kohorty przydzielonej danemu regionowi będzie w nim nadal po 20 latach (w chwili rozpoczęcia życia zawodowego), czy po 65 latach (w chwili przechodzenia na emeryturę) i w jakich regionach będą przebywać pozostali żyjący członkowie kohorty. Takie podejście zwraca uwagę na diagnostyczną użyteczność tabeli 8.

Tabela 8

Redystrybucja przestrzenna kohorty ludności po 20 i 65 latach  
Układ miasta–wieś

| Wiek | Według obliczeń dla danych o: |         |         |            |         |         |
|------|-------------------------------|---------|---------|------------|---------|---------|
|      | migrantach                    |         |         | migracjach |         |         |
|      | Polska                        | miasta  | wieś    | Polska     | miasta  | wieś    |
|      | Ogółem                        |         |         |            |         |         |
| 0    | 200 000                       | 100 000 | 100 000 | 200 000    | 100 000 | 100 000 |
| 20   | 193 461                       | 136 866 | 56 595  | 193 239    | 120 991 | 72 247  |
| 65   | 146 104                       | 111 604 | 34 500  | 145 605    | 108 933 | 36 672  |
|      | Kobiety                       |         |         |            |         |         |
| 0    | 200 000                       | 100 000 | 100 000 | 200 000    | 100 000 | 100 000 |
| 20   | 194 669                       | 135 544 | 59 131  | 194 501    | 124 706 | 69 796  |
| 65   | 163 772                       | 125 807 | 37 965  | 163 402    | 124 882 | 38 521  |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

Tabela ta przedstawia przestrzenną alokację dwóch stutysięcznych kohort ludności po ukończeniu 20 i 65 roku życia (w wieku 0 lat — 100 000 osób zamieszkiwało miasta i 100 000 osób — wieś).

Zwróćmy uwagę na znaczną, niezależną od wieku przewagę liczebności mieszkańców miast nad liczbą mieszkańców wsi. Migracje nie tylko niwelują efekt umieralności w miastach, ale powodują wzrost liczby ludności ponad stan początkowy kohorty. Wzrost ten jest większy dla danych o migrantach niż dla danych o migracjach. Nawet sześćdziesięciopięciolatków będzie w każdej wersji obliczeń powyżej 100 000 w miastach przy jednoczesnej silnej depopulacji wsi. Do wieku, w którym zasila się siłę roboczą kraju, na wsi dotrwa według danych spisowych 56,50% ludności ogółem i 59,13% kobiet (odsetek liczony w stosunku do wielkości początkowej kohorty), według danych z rejestracji — odpowiednio 72,25% i 69,80%. Umieralność mieszkańców wsi w ciągu pierwszych 20 lat życia wynosiła 2,63% dla kobiet i 3,29% dla ludności ogółem. Pozostałe straty wsi wynikają wyłącznie z migracji do miast. Jest to perspektywa dość alarmująca, oznacza bowiem przy przyjęciu korzystniejszego dla wsi wariantu utratę ponad jednej czwartej ludności zdolnej do pracy, a wychowanej nakładem ludności wiejskiej. W wariantcie mniej korzystnym, tzn. według danych spisowych, odsetek ten będzie sięgał 40%.

Wieloregionalne macierze przeciętnego dalszego trwania życia w zależności od miejsca urodzenia pozwalają ocenić, jaka będzie średnia oczekiwana długość trwania życia członka hipotetycznej kohorty wyróżnionego regionu oraz gdzie będzie ona wykorzystana w regionalnym układzie przestrzennym. Innymi słowy: ile czasu z globalnego budżetu, jaki posiada średnio każdy osobnik wyróżnionej kohorty będący w wieku  $x$ , przeżyje on w swoim regionie urodzenia, a ile w innych regionach. Zwykle najbardziej interesujące jest badanie przeciętnej długości życia w chwili urodzenia. Jest to również dobra miara umieralności ludności danego regionu.

Statystycznie osoba urodzona w mieście (tab. 9) spędzi na wsi mniej niż 10 lat życia, przy czym nieco dłużej — według obliczeń, dla których zastosowano dane

Wieloregionalne tablice trwania życia w zależności od miejsca urodzenia  
Układ miasta—wieś

| Miejsce urodzenia | Przeciętna długość trwania życia $e(0)$ według obliczeń dla danych o: |  |       |            |  |       |
|-------------------|---|--|-------|------------|--|-------|
|                   | migrantach  |  |       | migracjach |  |       |
|                   | Polska  | dla osób zamieszkałych w miastach na wsi |       | Polska     | dla osób zamieszkałych w miastach na wsi |       |
|                   | Ogółem  |  |       |            |  |       |
| Miasta            | 70,82   | 62,94                                    | 7,88  | 70,68      | 61,76                                    | 8,93  |
| Wieś              | 70,69   | 36,81                                    | 33,87 | 70,43      | 35,49                                    | 34,95 |
|                   | Kobiety   |  |       |            |  |       |
| Miasta            | 74,90   | 66,91                                    | 7,99  | 74,78      | 65,43                                    | 9,35  |
| Wieś              | 74,90   | 39,18                                    | 35,72 | 74,68      | 40,06                                    | 34,62 |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

o migracjach, niż według obliczeń, dla których zastosowano dane o migrantach i nieco dłużej — kobiety niż ludność ogółem. W miastach przeżyją urodzeni tam od 61,76 (ludność ogółem według danych o migracjach) do 66,91 lat (kobiety według danych spisowych). Natomiast osoby urodzone na wsi, niezależnie od wariantu obliczeń, przeżyją w mieście ponad połowę swojego życia. Dłuższy czas pobytu w mieście przewidywany jest dla obliczeń opartych na danych spisowych niż na danych z rejestracji bieżącej. Wiąże się to z dużą liczbą migracji czasowych do miast. Odwrotną relację obserwujemy jedynie dla kobiet urodzonych na wsi, co wynika ze stosunkowo stabilnego charakteru migracji kobiet ze wsi do miast.

Tabela 10 przedstawia wartości „poziomów nasilenia migracji” dla omawianego układu. Jeśli całkowitej długości trwania życia osoby urodzonej w danym regionie przypisana zostanie wartość 1, to ułamki przedstawiają część życia, którą osoba ta spędzi w każdym z regionów.

Tabela 10

Poziomy nasilenia migracji  
Układ miasta—wieś

| Miejsce urodzenia | Według obliczeń dla danych o: |        |            |        |
|-------------------|-------------------------------|--------|------------|--------|
|                   | migrantach                    |        | migracjach |        |
|                   | miasta                        | wieś   | miasta     | wieś   |
|                   | ogółem                        |        |            |        |
| Miasta            | 0,8887                        | 0,5209 | 0,8737     | 0,5039 |
| Wieś              | 0,1113                        | 0,4791 | 0,1263     | 0,4961 |
|                   | Kobiety                       |        |            |        |
| Miasta            | 0,8933                        | 0,5231 | 0,8749     | 0,5364 |
| Wieś              | 0,1067                        | 0,4769 | 0,1251     | 0,4636 |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.



Z analizy poziomów nasilenia migracji wynika, że urodzeni w miastach spędzą na wsi średnio ponad 0,1 swego życia, przy czym dla danych o migracjach wartość ta będzie wyższa niż dla danych o migrantach. Różnice pomiędzy obliczeniami dla ludności ogółem i dla kobiet są nieznaczne.

Urodzeni na wsi spędzą tam mniej niż połowę życia, przy czym kobiety mniej niż ludność ogółem, co wynika z większej liczebnie i wcześniejszej emigracji kobiet ze wsi przy dłuższym przeciętnym trwaniu życia. Dla danych spisowych okres spędzony na wsi przez tam urodzonych jest krótszy niż dla danych z rejestracji bieżącej, co wynika z masowych migracji na czas określony ze wsi do miast. Dla kobiet relacja ta jest odwrotna. Potwierdza to wysuwana już tezę o większej stabilności migracji kobiet.

Przedstawiony powyżej wzorzec migracji jest groźny dla demograficznej przyszłości wsi, ze względu na jej postępujące wyludnienie. Zagadnienie to omawia szeroko w swojej pracy P. Eberhardt (1983).

#### PORÓWNANIE WYNIKÓW PROJEKCJI LUDNOŚCI

W rezultacie działania algorytmu projekcji otrzymujemy informacje o stanie populacji w każdym z regionów w pięcioletnich odstępach czasowych i przy założeniu, że nie zmienione pozostaną współczynniki ruchu naturalnego i wędrownego ludności. Wyniki projekcji możemy traktować jako ostrzeżenie i wskazówkę co do prowadzenia polityki ludnościowej.

Wyniki projekcji zaprezentowano po 5 latach. Ponadto przedstawiono rezultaty po 30 latach (jedno pokolenie) i po 60 latach od punktu początkowego w 1978 r. oraz po ustabilizowaniu. Obliczenia przeprowadzono w dwóch wariantach: dla danych o migrantach pochodzących z NSP 1978 r. (wariant I) i dla danych o migracjach pochodzących z rejestracji bieżącej (wariant II). Każdorazowo projekcję przeprowadzano oddzielnie dla ludności ogółem i oddzielnie dla kobiet.

W obu wariantach projekcji dla układu miasta — wieś uzyskano przyrost liczby ludności ogółem i liczby kobiet z upływem czasu. Po 5 latach silniejszy wzrost wykazuje wariant I, natomiast dla projekcji średnioterminowych — wariant II. W tabelach 11 i 12 przedstawione są zbiorcze wyniki projekcji, natomiast tabela 13 przedstawia różnice w przyroście ludności w dwóch wariantach projekcji.

Ciekawe i mające istotne znaczenie dla przyszłej polityki ludnościowej i społecznej są wielkie translokacje ludności ze wsi do miast. Proces ten obserwujemy od wielu lat. Zgodnie z oczekiwaniami w toku projekcji następuje stały wzrost ludności miejskiej przy jednoczesnym zmniejszaniu się liczby ludności wiejskiej. W 1978 r. 57,52% ludności zamieszkiwało miasta (58,32% kobiet), w 1983 r. — według projekcji w wariantcie I — 60,69%, w II — 60,32% (dla kobiet odpowiednio 61,10% i 61,19%), w 2008 r. — 71,48% i 69,22%, w 2038 r. — 77,24% i 73,43%, aby po stabilizacji osiągnąć 80,19% w wariantcie I i 75,87% w II.

Biorąc pod uwagę zmiany struktury wieku omówione poniżej, wyniki te są bardzo poważnym ostrzeżeniem — możemy oczekiwać spadku liczby ludności wiejskiej przy jednoczesnym jej starzeniu się.

Charakterystyka przebiegu projekcji dla danych spisowych (wariant I)  
 Układ miasta – wieś

| Wyszczególnienie                           | Lata                | Ogółem |        |        | Kobiety |        |        |
|--|---------------------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|
|  |                     | Polska | miasta | wieś   | Polska  | miasta | wieś   |
| Liczba ludności w tys.                     | 1978                | 35 081 | 20 178 | 14 903 | 17 992  | 10 492 | 7 500  |
|  | 1983                | 36 742 | 22 298 | 14 444 | 18 838  | 11 510 | 7 328  |
|  | 2008                | 41 667 | 29 784 | 11 882 | 21 272  | 15 093 | 6 178  |
|  | 2038                | 43 623 | 33 695 | 9 928  | 22 228  | 17 003 | 5 225  |
|  | ekwiwalent stabilny |        | 46 247 | 37 086 | 9 162   | 24 388 | 19 407 |
| Średni wiek                                | 1978                | 32,92  | 32,74  | 33,17  | 34,39   | 34,27  | 34,55  |
|  | 1983                | 33,37  | 33,02  | 33,90  | 34,91   | 34,66  | 35,31  |
|  | 2008                | 36,15  | 35,82  | 36,96  | 37,70   | 37,61  | 37,92  |
|  | 2038                | 37,75  | 37,92  | 37,15  | 39,54   | 40,00  | 38,03  |
|  | ekwiwalent stabilny |        | 38,11  | 38,55  | 36,36   | 39,99  | 49,71  |
| Wskaźnik wzrostu $\lambda$                 | 1978–1983           | 1,0473 | 1,1051 | 0,9692 | 1,0470  | 1,0970 | 0,9771 |
|  | 2003–2008           | 1,0218 | 1,0453 | 0,9674 | 1,0217  | 1,0442 | 0,9708 |
|  | 2033–2038           | 1,0019 | 1,0099 | 0,9758 | 1,0010  | 1,0087 | 0,9766 |
|  | ekwiwalent stabilny |        | 0,9970 | 0,9970 | 0,9970  | 0,9948 | 0,9948 |
| Udział regionu w %                         | 1978                | 100,00 | 57,52  | 42,48  | 100,00  | 58,32  | 41,68  |
|  | 1983                | 100,00 | 60,69  | 39,31  | 100,00  | 61,10  | 38,90  |
|  | 2008                | 100,00 | 71,48  | 28,52  | 100,00  | 70,95  | 29,05  |
|  | 2038                | 100,00 | 77,24  | 22,76  | 100,00  | 76,49  | 23,51  |
|  | ekwiwalent stabilny |        | 100,00 | 80,19  | 19,81   | 100,00 | 76,49  |
| Dzieci i młodzież do 19 lat w %            | 1978                | 32,38  | 30,65  | 34,73  | 30,78   | 28,76  | 33,62  |
|  | 1983                | 31,71  | 29,89  | 34,52  | 30,17   | 28,14  | 33,37  |
|  | 2008                | 28,72  | 27,58  | 31,57  | 27,22   | 25,65  | 31,05  |
|  | 2038                | 27,59  | 26,33  | 31,84  | 25,92   | 24,23  | 31,43  |
|  | ekwiwalent stabilny |        | 27,18  | 25,88  | 32,44   | 25,41  | 23,68  |
| Ludność w wieku produkcyjnym 20–59 lat w % | 1978                | 54,43  | 57,53  | 50,25  | 53,78   | 56,98  | 49,29  |
|  | 1983                | 54,57  | 58,02  | 49,25  | 53,60   | 57,14  | 48,04  |
|  | 2008                | 55,20  | 57,75  | 48,81  | 54,07   | 56,88  | 47,20  |
|  | 2038                | 52,54  | 54,21  | 46,89  | 51,12   | 52,87  | 45,39  |
|  | ekwiwalent stabilny |        | 52,05  | 53,20  | 47,36   | 50,57  | 51,77  |
| Ludzie starsi 60 lat i więcej w %          | 1978                | 13,19  | 11,82  | 15,03  | 15,44   | 14,26  | 17,09  |
|  | 1983                | 13,72  | 12,09  | 16,23  | 16,23   | 14,73  | 18,60  |
|  | 2008                | 16,08  | 14,67  | 19,62  | 18,71   | 17,47  | 21,75  |
|  | 2038                | 19,87  | 19,46  | 21,27  | 22,97   | 22,90  | 23,18  |
|  | ekwiwalent stabilny |        | 20,77  | 20,92  | 20,19   | 24,02  | 24,55  |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

Tabela 12

Charakterystyka przebiegu projekcji dla danych z rejestracji bieżącej – wariant II  
 Układ miasta–wieś

| Wyszczególnienie                           | Lata                | Ogółem |        |        | Kobiety |        |        |
|--|---------------------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|
|  |                     | Polska | miasta | wieś   | Polska  | miasta | wieś   |
| Liczba ludności w tys.                     | 1978                | 35 081 | 20 178 | 14 903 | 17 992  | 10 492 | 7 500  |
|  | 1983                | 36 731 | 22 157 | 14 574 | 18 831  | 11 522 | 7 309  |
|  | 2008                | 41 819 | 28 949 | 12 870 | 21 307  | 15 026 | 6 281  |
|  | 2038                | 44 371 | 32 581 | 11 790 | 22 437  | 16 806 | 5 631  |
|  | ekwiwalent stabilny | 44 908 | 34 073 | 10 835 | 23 676  | 18 245 | 5 431  |
| Średni wiek                                | 1978                | 32,92  | 32,74  | 33,17  | 34,39   | 34,27  | 34,55  |
|  | 1983                | 33,34  | 33,10  | 33,71  | 34,89   | 34,63  | 35,31  |
|  | 2008                | 35,96  | 36,28  | 35,26  | 37,58   | 37,76  | 37,14  |
|  | 2038                | 37,36  | 37,96  | 35,70  | 39,27   | 39,85  | 37,53  |
|  | ekwiwalent stabilny | 37,66  | 38,34  | 35,54  | 39,63   | 40,31  | 37,34  |
| Wskaźnik wzrostu $\lambda$                 | 1978–1983           | 1,0470 | 1,0980 | 0,9779 | 1,0466  | 1,0981 | 0,9746 |
|  | 2003–2008           | 1,0230 | 1,0424 | 0,9819 | 1,0223  | 1,0426 | 0,9770 |
|  | 2033–2038           | 1,0048 | 1,0106 | 0,9890 | 1,0026  | 1,0082 | 0,9864 |
|  | ekwiwalent stabilny | 1,0008 | 1,0008 | 1,0008 | 0,9975  | 0,9975 | 0,9975 |
| Udział regionu w %                         | 1978                | 100,00 | 52,52  | 42,48  | 100,00  | 58,32  | 41,68  |
|  | 1983                | 100,00 | 60,32  | 39,68  | 100,00  | 61,19  | 38,81  |
|  | 2008                | 100,00 | 69,22  | 30,78  | 100,00  | 70,52  | 29,48  |
|  | 2038                | 100,00 | 73,43  | 26,57  | 100,00  | 74,90  | 25,10  |
|  | ekwiwalent stabilny | 100,00 | 75,87  | 24,13  | 100,00  | 77,06  | 22,94  |
| Dzieci i młodzież do 19 lat w %            | 1978                | 32,38  | 30,65  | 34,73  | 30,78   | 28,76  | 33,62  |
|  | 1983                | 33,74  | 29,78  | 34,73  | 30,19   | 28,06  | 33,55  |
|  | 2008                | 29,98  | 27,30  | 33,08  | 27,44   | 25,59  | 31,87  |
|  | 2038                | 28,17  | 26,48  | 32,88  | 26,36   | 24,53  | 31,93  |
|  | ekwiwalent stabilny | 27,81  | 26,19  | 32,92  | 25,78   | 24,10  | 31,83  |
| Ludność w wieku produkcyjnym 29–59 lat w % | 1978                | 54,43  | 57,53  | 50,25  | 53,78   | 56,98  | 49,29  |
|  | 1983                | 54,57  | 58,10  | 49,22  | 53,61   | 57,31  | 47,78  |
|  | 2008                | 54,99  | 57,66  | 49,01  | 53,97   | 57,04  | 46,65  |
|  | 2038                | 52,42  | 54,13  | 47,69  | 50,63   | 52,46  | 45,05  |
|  | ekwiwalent stabilny | 52,00  | 53,36  | 47,73  | 50,60   | 52,17  | 45,35  |
| Ludzie starsi 60 lat i więcej w %          | 1978                | 13,19  | 11,82  | 15,03  | 15,44   | 14,26  | 17,09  |
|  | 1983                | 13,69  | 12,13  | 16,06  | 16,20   | 14,63  | 18,67  |
|  | 2008                | 15,93  | 15,05  | 17,91  | 18,58   | 17,37  | 21,48  |
|  | 2038                | 19,41  | 19,40  | 19,43  | 23,01   | 23,01  | 23,03  |
|  | ekwiwalent stabilny | 20,19  | 20,45  | 19,35  | 23,52   | 23,73  | 22,87  |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

Różnice przyrostu liczby ludności podczas projekcji w wariantach I i II  
Układ miasta—wieś

| Lata                   | Ogółem    | Kobiety  |
|------------------------|-----------|----------|
| 1983                   | 11 176    | 7 464    |
| 2008                   | -152 837  | -35 778  |
| 2038                   | -748 411  | -208 766 |
| Ekwiwalent<br>stabilny | 1 338 995 | 712 594  |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

Szybkość przyrostu ludności mierzona współczynnikiem wzrostu  $\lambda$  ma tendencje spadkowe od 1,05 dla lat 1978–1983 (we wszystkich wariantach) do pomiędzy 1,001 a 1,005 po 60 latach. W regionach zróżnicowanie jest większe, szczególnie dla populacji wiejskiej wartość  $\lambda$  jest mniejsza od 1 i rosnąca, co oznacza, że spadek liczby ludności wiejskiej będzie coraz wolniejszy. Dla układu ustabilizowanego, poza wariantem II dla ludności ogółem, uzyskujemy wartość wskaźnika poniżej 1,0, a więc oznaczającą spadek liczby ludności.

W toku projekcji obserwujemy, że ludność starzeje się, oraz że zmieniają się proporcje pomiędzy poszczególnymi grupami wieku. W ciągu 60 lat średni wiek ludności wzrośnie o 4,83 lat w wariantcie I i o 4,44 w wariantcie II. Dla kobiet wskaźnik ten rośnie szybciej (odpowiednio 5,15 i 4,88 lat). Duże zróżnicowanie w tempie wzrostu średniego wieku ludności występuje pomiędzy miastami a wsią. Dla okresu sześćdziesięcioletniego wzrost ten będzie dla wsi wynosił, dla ludności ogółem — 3,98 w wariantcie I i 2,53 w II; dla kobiet — 3,48 w I i 2,98 w II; dla miast odpowiednio — 5,18, 5,22, 5,73 i 5,58. Ogólnie można powiedzieć, że szybciej starzeją się mieszkańcy miast oraz kobiety, a także że projekcja dla danych spisowych wskazuje na szybsze starzenie się ludności niż projekcja dla danych z rejestracji bieżącej.

Badając udział trzech podstawowych grup wiekowych — dzieci i młodzieży, ludności w wieku produkcyjnym i emerytów — stwierdziwszy, że z upływem czasu maleje udział dwóch pierwszych grup, a rośnie udział trzeciej. Odchylenia od tej reguły obserwujemy dla okresu pomiędzy 60 rokiem projekcji a momentem osiągnięcia stabilności układu. W ciągu 30 lat można oczekiwać wzrostu udziału ludności w wieku poprodukcyjnym z 13,19% do 16,08% w wariantcie I i 15,93% w II przy spadku udziału młodzieży z 32,38% do odpowiednio 28,72% i 29,08%. Po następnych 30 latach nastąpi dalsze „rozwarcie nożyc”. Na wsi, mającej w punkcie startowym projekcji wyższy udział ludzi starych niż miasta, proces starzenia się pogłębia się z czasem, lecz w znacznie wolniejszym tempie niż w miastach. Równocześnie odsetek dzieci i młodzieży maleje na wsi wolniej niż w miastach.

Można więc oczekiwać, że pogarszanie się sytuacji demograficznej w miastach będzie szybsze niż na wsi, co nie zwalnia od obowiązku myślenia z troską o przyszłości ludnościowej wsi — będzie ona nadal rysowała się w ciemniejszych barwach niż przyszłość miast ze względu na masowe migracje do miast ludzi młodych.

## PROJEKCJA BIOLOGICZNA (BEZMIGRACYJNA)

Aby ocenić wpływ migracji na przyrost i restrukcję przestrzenną ludności wykonano projekcję przy założeniu zerowych przepływów migracyjnych. Oczywiście założenie takie nie jest zgodne z realiami, wyniki są czysto hipotetyczne i mogą dać odpowiedź na pytanie „ile osób mieszkałoby na wsi, a ile w mieście, gdyby przy utrzymaniu aktualnych współczynników przyrostu naturalnego nastąpiło zablokowanie przepływów pomiędzy miastem a wsią”. Syntetyczne wyniki projekcji zawarte są w tabeli 14. Uderzającą, lecz dającą się łatwo przewidzieć, cechą jest znacznie szybszy w stosunku do prognoz pomigracyjnych przyrost liczby ludności ogółem. Po 5 latach projekcji różnica dla Polski wynosi 25 tys. w stosunku do wariantu II i 14 tys. w stosunku do wariantu I. Po 60 latach różnice sięgają odpowiednio 5,5 mln i 4 mln. Dla horyzontu 30-letniego przyrost dla miast jest ponad 1/3 wolniejszy niż

Tabela 14

Charakterystyka przebiegu projekcji biologicznej (bezmigracyjnej)  
Układ miasta—wieś

| Wyszczególnienie                           | Lata      | Polska | Miasta | Wieś   |
|--|-----------|--------|--------|--------|
| Liczba ludności w tys.                     | 1978      | 35 081 | 20 178 | 14 903 |
|  | 1983      | 36 756 | 21 044 | 15 712 |
|  | 2008      | 42 547 | 22 706 | 19 842 |
|  | 2038      | 47 826 | 21 366 | 26 460 |
| Średni wiek                                | 1978      | 32,92  | 32,74  | 33,17  |
|  | 1983      | 33,32  | 33,52  | 33,06  |
|  | 2008      | 35,53  | 37,96  | 32,74  |
|  | 2038      | 36,03  | 39,57  | 33,17  |
| Wskaźnik wzrostu $\lambda$                 | 1978—1983 | 1,0477 | 1,0429 | 1,0543 |
|  | 2003—2008 | 1,0282 | 1,0091 | 1,0509 |
|  | 2033—2038 | 1,0179 | 0,9835 | 1,0475 |
| Udział regionu w %                         | 1978      | 100,00 | 57,52  | 42,48  |
|  | 1983      | 100,00 | 57,25  | 42,75  |
|  | 2008      | 100,00 | 53,37  | 46,63  |
|  | 2038      | 100,00 | 44,67  | 55,33  |
| Dzieci i młodzież do lat 19 w %            | 1978      | 32,38  | 30,65  | 34,73  |
|  | 1983      | 31,79  | 29,46  | 34,91  |
|  | 2008      | 30,08  | 25,67  | 35,13  |
|  | 2038      | 30,55  | 25,14  | 34,92  |
| Ludność w wieku produkcyjnym 20—59 lat w % | 1978      | 54,43  | 57,53  | 50,25  |
|  | 1983      | 54,54  | 58,05  | 49,83  |
|  | 2008      | 54,25  | 56,39  | 51,80  |
|  | 2038      | 51,33  | 52,59  | 50,31  |
| Ludzie starsi 60 lat i więcej w %          | 1978      | 13,19  | 11,82  | 15,03  |
|  | 1983      | 13,68  | 12,49  | 15,27  |
|  | 2008      | 15,67  | 17,95  | 13,06  |
|  | 2038      | 18,12  | 22,27  | 14,77  |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

dla projekcji pomigracyjnych. Dla wsi obserwujemy szybki wzrost liczby ludności, podczas gdy dla projekcji pomigracyjnej obserwowaliśmy jej spadek. Wynika to z braku przepływu ludności do miast i związanego z nim braku urodzeń w miastach przez kobiety pochodzące ze wsi. Szybszy przyrost naturalny w całym systemie wynika z przyjętego w modelu założenia, że migrantki przyjmują wzorce płodności regionu docelowego, co przy znacznej przewadze migracji ze wsi do miast nad migracjami w odwrotnym kierunku i przy wyższej płodności kobiet wiejskich niż miejskich prowadzi do raptownego zwiększenia liczby urodzeń po zablokowaniu możliwości odpływu kobiet do miast. Bezpośrednim skutkiem braku przepływu między miastami i wsią jest również podwyższenie w toku projekcji średniego wieku ludności miast (dla roku 2038 o ponad 1,5 roku w stosunku do wariantu I i II) i obniżenie średniego wieku ludności wsi (o prawie 4 lata w stosunku do wariantu I i ponad 2,5 roku w stosunku do wariantu II).

Wskaźniki wzrostu liczby ludności ogółem w pierwszym trzydziestolecu projekcji wyższe są od jedności (w wariantach I i II dla wsi wskaźniki te były konsekwentnie mniejsze od jedności), natomiast po 60 latach wskaźnik wzrostu dla miast maleje do wartości 0,9835. Do tego momentu (tzn. 2038 r.) wzrost miast odbywał się jako efekt zastanej w 1978 r. struktury wieku ludności. Stabilizacja wskaźników następuje przy ich wartości dla miast równej 0,9838, natomiast dla wsi — 1,0471. Oczywiście stabilność ma tu inny sens, niż stabilność układu przy projekcji z przepływami migracyjnymi. Jeśli założymy brak przepływów, wartości wskaźników stabilizują się w każdym z regionów oddzielnie, w różnym czasie i nie muszą być sobie równe. Dalszy wzrost ludności (po uzyskaniu stabilności w każdym z regionów) odbywa się według specyficznych dla każdego regionu wskaźników. Nie jest to więc wzrost taki, jak ludności stabilnej, gdzie wszystkie wskaźniki regionalne są sobie równe.

Udziały regionów w globalnej liczbie ludności są bardziej zrównoważone niż w obu projekcjach wykonanych przy założeniu istnienia migracji i oscylują przez pierwsze 30 lat dla wsi na poziomie 42—47%, dla miast — 53—58%, aby po następnych 30 latach odwrócić ich kolejność (miasto 44,67%, wieś 55,33%).

Z powyższego porównania wynika, że migracje ze wsi do miast (bo takie przeważają w układzie miasta—wieś) powodują spadek przyrostu naturalnego, podwyższenie średniego wieku ludności w Polsce ogółem i na wsi, a obniżenie w miastach, odwrócenie kierunku z dodatniego na ujemny, jeśli chodzi o przyrost liczby ludności na wsi i z ujemnego na dodatni w miastach, a w końcu głębokie zmiany strukturalne w udziale procentowym ludności wiejskiej w stosunku do ludności Polski. Można przyjąć, że wykonanie projekcji biologicznej, pomimo całkowicie nierealistycznych założeń, pozwala lepiej scharakteryzować przemiany demograficzne, jakie następują na skutek migracji.

#### PODSTAWOWE USTALENIA

1. Zachowanie aktualnych cząstkowych współczynników emigracji i zgonów doprowadzi do takiej redystrybucji przestrzennej dwóch stutysięcznych kohort, z których jedna początkowo zamieszkiwała w mieście, a druga na wsi, że po 20 latach

137 tys. osób (wg danych o liczbie migrantów) i 127 tys. osób (wg danych o liczbie migracji) będzie zamieszkiwać miasta. Nawet po dalszych 45 latach migracje do miast z naddatkiem uzupełnią ubytek naturalny. Jednocześnie obserwowane będziemy stałe i bardzo znaczne wyludnianie się wsi. Statystycznie osoba urodzona na wsi ponad połowę swego życia spędzi w mieście, i to niezależnie od sposobu pomiaru migracji.

2. Im dalej od punktu wyjściowego projekcji tym większe zróżnicowanie średniego wieku mieszkańców w regionach. Następuje koncentracja ludzi starych w miastach. Obserwujemy wzrost średniego wieku ludności, przy czym dla całej Polski jest on większy, według danych spisowych niż według danych z rejestracji bieżącej. Maleje udział najmłodszych grup ludności i rośnie udział najstarszych w ogólnej liczbie ludności.

3. Niezależnie od sposobu pomiaru migracji wskaźnik wzrostu jest większy od jedności dla miast i mniejszy dla wsi. Szybkość przyrostu liczby ludności (lub spadku w wypadku wsi) mierzona współczynnikiem  $\lambda$  ma tendencję malejącą.

4. Symulacja rozwoju ludności w układzie miasta—wieś przy założeniu braku migracji pozwala ocenić skutki przepływów ludności dla rozwoju obu regionów: migracje ze wsi do miast powodują spadek przyrostu naturalnego, podwyższenie średniego wieku ludności ogółem, a obniżenie w miastach, przyrost liczby ludności w mieście i spadek na wsi oraz zmiany w udziale ludności miejskiej w stosunku do ludności Polski.

5. Dane ze spisu dają wyższą niż dane z rejestracji bieżącej liczbę ludności w miastach i niższą na wsi, zwłaszcza dla mężczyzn.

## PROGNOZOWANIE ZMIAN PRZESTRZENNEGO ROZMIESZCZENIA LUDNOŚCI ZA POMOCĄ MODELU ROGERSA

### WYNIKI PROJEKCJI *EX POST* A STAN RZECZYWISTY

Specjaliści zajmujący się problemami prognostycznymi są zgodni co do różnicy pomiędzy projekcją a prognozą. K. Secomski (1971, s. 22) podaje następującą definicję „...prognozami nazywać będziemy oparte o naukowe podstawy i z reguły mające charakter kompleksowy przewidywania najbardziej prawdopodobnego biegu lub obrazu zjawisk i procesów rozwojowych. W szczególności trzeba podkreślić, że prognozy mają na celu opis i ukazanie kierunków i tempa przyszłego rozwoju, jak też jego przemian strukturalnych”. Natomiast projekcja jest to (Secomski 1971, s. 23) „...wysoce uproszczone, a nawet schematyczne przeniesienie obrazu przeszłego rozwoju w przyszłość... Innymi słowy — chodzi tu o prostą ekstrapolację przeszłości i zaobserwowanego w niej trendu procesów czy zjawisk na przyszłość”. Powstaje więc pytanie, w jakich warunkach można potraktować wyniki projekcji jako prognozę. Można przyjąć, że ograniczenie techniki projekcyjnej, a więc prosta ekstrapolacja sytuacji przeszłej w przyszłość przy założeniu niezmienności cząstkowych współczynników natężenia ruchu naturalnego i wędrownego ludności, są dla celów prognostycznych akceptowalne jedynie w krótkim okresie. Ponadto stałość współczynników demograficznych związana jest z niezmiennością sytuacji ekonomicznej i społeczno-politycznej, co też można przyjąć dla nieodległego horyzontu czasowego. W niniejszej pracy jako okres prognostyczny przyjęto 5 lat, czyli jeden krok algorytmu projekcji. Wydaje się niezbędne podkreślenie, że model Rogersa nie był projektowany jako narzędzie prognostyczne dla prognoz badawczych, lecz może być z powodzeniem stosowany do prognoz ostrzegawczych, odpowiadając na pytanie: „co będzie za  $n$  lat, jeśli nie zmienią się aktualne trendy demograficzne”. Na uwagę zasługuje fakt, że użyty model spełnia warunki poprawności metodologicznej sprecyzowane przez Z. Smolińskiego (1972, s. 4), to znaczy że oszacowanie liczby urodzeń odbywa się po dokonaniu przesunięć migracyjnych ludności pomiędzy regionami.

Dotychczasowe doświadczenia w wykorzystaniu modeli opartych na łańcuchach Markowa i w modelu Rogersa do prognozowania procesów ludnościowych są w Polsce dość skąpe: w 1972 r. L. Bolesławski proponował użycie jednorodnego i niejednorodnego zamkniętego łańcucha Markowa do prognozowania przemieszczeń ludności.



W. Czarkowska (1974, s. 137) następująco oceniła tę próbę: „Model... jest prostym modelem statystycznym. Prognoza sporządzona na jego podstawie jest w zasadzie ekstrapolacją trendów zaobserwowanych w przeszłości. Model... nie wiąże przemieszczeń ludności z prognozą (planem) rozwoju społeczno-gospodarczego regionów. ... Ponadto mogą ulec zmianie mechanizmy rządzące procesem migracji”.

Przytoczona opinia może służyć jako zwięzła i trafna charakterystyka prognoz demograficznych wykonanych przy użyciu łańcuchów Markowa.

Następne prace prognostyczne przy użyciu tej metody pochodzą z lat osiemdziesiątych. W 1981 r. K. Ostaszewska użyła zamkniętych jednorodnych i niejednorodnych łańcuchów Markowa do prognozowania redystrybucji przestrzennej ludności, uzyskując przy tym dobre wyniki dla prognoz krótkoterminowych (5–7 lat). Trzy lata później J. Księżak (1984) prezentował swoje doświadczenia w użyciu modelu Rogersa<sup>2</sup> do prognozowania stanu zaludnienia w silnie zróżnicowanym pod względem wielkości układzie regionalnym. Jego wyniki wskazują na dodatkowe ograniczenia, jakie trzeba narzucić modelowi prognostycznemu, związane z podziałem na regiony. J. Księżak przyjął dla okresu pięcioletniego błąd 5% za krytyczną wartość dopasowania modelu. Dla projekcji bez podziału na miasta i wsie wyniki mieściły się w wyznaczonym obszarze odchyień. Wprowadzenie dodatkowej dezagregacji na ludność miejską i wiejską spowodowało, że błędy przekraczały 5%, a w jednym wypadku nawet 10% (dla ludności wiejskiej województwa olsztyńskiego). Wskazuje to na konieczność starannego doboru regionów badawczych dla tego typu prac prognostycznych.

Poniżej przedstawiono próbę oceny modelu Rogersa jako modelu prognostycznego. Ocena taka może być sporządzona na podstawie różnych kryteriów. Należą do nich przykładowo porównanie dokładności prognoz *ex post* ze stanem faktycznym (por. np. Stoto 1983) lub porównanie wyników z innymi prognozami wykonywanymi za pomocą odmiennych bądź podobnych metod. Badanie, w którym zastosowano pierwsze kryterium, przeprowadzono porównując wyniki projekcji dla 1983 r. ze stanem rzeczywistym ludności na dzień 31 12 1983 r.<sup>3</sup> Tabela 15 przedstawia rzeczywisty stan ludności w układzie regionalnym oraz stan uzyskany przez projekcje parametrów demograficznych w przyszłość (w liczbach bezwzględnych i w procentach ludności rzeczywistej).

<sup>2</sup> Zwróćmy uwagę, że w modelu tym koncepcja łańcuchów Markowa wykorzystana jest nie bezpośrednio do określenia liczby ludności (jak u Bolesławskiego 1972 i Ostaszewskiej 1981), lecz pośrednio — do generowania tablic trwania życia, a dopiero poprzez nie — do określania liczby ludności z upływem czasu.

<sup>3</sup> W niniejszej pracy dokładność projekcji oceniano na podstawie porównania szacowanej w trakcie projekcji i rzeczywistej liczby ludności w regionach. Profesor A. Wróbel zwrócił mi uwagę na fakt, iż porównanie takie zamiast porównania szacowanej i rzeczywistej wartości przyrostu liczby ludności może doprowadzić do sytuacji, gdy przy nieznacznej różnicy procentowej pomiędzy szacowaną a rzeczywistą liczbą ludności będziemy mieli do czynienia ze znaczną różnicą wielkości przyrostów. Przy interpretacji prezentowanych tabel trzeba zatem pamiętać, że w niektórych wypadkach nawet małe błędy projekcji mogą wynikać ze stosunkowo znacznych różnic w wielkości przyrostu.

Liczba ludności w 1983 r. — rzeczywista i według projekcji  
Układ miasta—wieś

| Region | Rzeczywista<br>liczba lud-<br>ności w tys. | Projekcja według danych o:   |                            |                              |                            |
|--------|--|------------------------------|----------------------------|------------------------------|----------------------------|
|        |  | migrantach                   |                            | migracjach                   |                            |
|        |  | liczba<br>ludności<br>w tys. | % ludności<br>rzeczywistej | liczba<br>ludności<br>w tys. | % ludności<br>rzeczywistej |
|        |  |                              | Ogółem                     |                              |                            |
| Polska | 36 745                                     | 36 742                       | 99,99                      | 36 731                       | 99,96                      |
| Miasta | 21 917                                     | 22 298                       | 101,74                     | 22 157                       | 101,10                     |
| Wieś   | 14 828                                     | 14 444                       | 97,41                      | 14 574                       | 98,29                      |
|        |  |                              | Kobiety                    |                              |                            |
| Polska | 18 831                                     | 18 838                       | 100,04                     | 18 831                       | 100,00                     |
| Miasta | 11 406                                     | 11 510                       | 100,91                     | 11 522                       | 101,02                     |
| Wieś   | 7 425                                      | 7 328                        | 98,69                      | 7 308                        | 98,42                      |

Źródło: *Mały Rocznik Statystyczny 1984* i obliczenia własne.

Nieco lepszą dokładność uzyskano przy użyciu danych z rejestracji bieżącej dla kobiet oraz dla obszarów miejskich. Różnice są jednak niewielkie i w praktyce nie dają podstaw do wysnuwania wniosków. W większości wypadków dokładność wahała się w przedziale 1—2%, co można uznać za bardzo dobry wynik dla okresu pięcioletniego. Przypomnijmy, że J. Książak (1984) w swoim badaniu przyjął wartość 5% za zadowalającą.

Zawyżenie liczby ludności miast i zaniżenie liczby ludności wsi może wynikać ze zmian w statusie administracyjnym. Pewne obszary, które były kwalifikowane jako wiejskie w 1978 r., zostały obszarami miejskimi przed 1983 r. Jednocześnie zmienił się status zamieszkującej je ludności. Powoduje to szybszy niż teoretyczny wzrost liczby ludności miejskiej. Rezultaty uzyskane za pomocą modelu są w odniesieniu do miast zawyżone. Wynika z tego, że gdyby nie uwzględniono w danych rzeczywistych zmian administracyjnych, zawyżenia liczby ludności przewidywanej za pomocą modelu Rogersa byłyby jeszcze większe.

Zgodność rzeczywistej i teoretycznej struktury ludności sprawdzono za pomocą testu  $\chi^2$ . Jako hipotezę zerową  $H_0$  przyjęto, że omawiane struktury wieku nie różnią się między sobą. Wartości  $\chi^2$  zawarto w tabeli 16. Wskazują one, że w wypadku wariantu I projekcji (dla danych spisowych) różnica między rozkładem modelowym i rzeczywistym ludności ogółem w miastach i na wsi jest znacząca na poziomie istotności  $\alpha = 0,001$ . W pozostałych wypadkach hipotezy o zgodności rozkładów nie można odrzucić na poziomie istotności  $\alpha = 0,01$ .

Ponadto dla ludności ogółem i kobiet w całej Polsce oraz dla kobiet w obu regionach uzyskano także bardzo wysoką zgodność; różnica rozkładu teoretycznego i rzeczywistego jest statystycznie nieistotna na poziomie istotności  $\alpha = 0,1$ . Większe wartości statystyki  $\chi^2$  notujemy w wypadku projekcji ludności całej Polski, niż w projekcji liczby kobiet, w wariancie I (dla danych spisowych) oraz dla wsi.

Tabela 16

Wartości statystyki  $\chi^2$  dla testu zgodności rzeczywistych i teoretycznych rozkładów ludności według wieku

| Wariant                 | Ogółem  |          |         | Kobiety |          |          |
|-------------------------|---------|----------|---------|---------|----------|----------|
|                         | Polska  | miasta   | wieś    | Polska  | miasta   | wieś     |
| I (dane spisowe)        | 5,1919+ | 53,7507  | 94,6812 | 3,7868+ | 15,7542+ | 21,7523+ |
| II (dane z rejestracji) | 4,3123+ | 24,6140+ | 32,7980 | 3,4318+ | 10,6009+ | 16,7988+ |

Uwaga: symbolem „+” oznaczono rozkłady zgodne na poziomie istotności wyższym niż  $\alpha = 0,1$ .

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

Na uwagę zasługuje wysoka zgodność rozkładów liczby ludności w zależności od wieku dla całego systemu i równoczesny brak tej zgodności w wariancie I dla poszczególnych regionów. Nasuwa to podejrzenie, że niezgodność może wynikać z niedokładności w danych dotyczących liczby migrantów lub ze złego oszacowania prawdopodobieństwa migracji i prawdopodobieństwa, że dana osoba będzie migrantem.

Porównanie zgodności liczebności poszczególnych grup wieku (tab. 17 i tab. 18) wskazuje, że dla Polski ogółem wyniki projekcji dobrze odwzorowują rzeczywistą sytuację. Poza pierwszą i ostatnią grupą wiekową błąd nie przekracza 1% i to nie-

Tabela 17

Struktury wieku ludności ogółem w 1983 r. — rzeczywista i według modelu Rogersa  
Układ miasta—wieś

| Wiek                     | Rzeczywista<br>liczba lud-<br>ności w tys. | Projekcja                  |                            |                             |                            |
|--------------------------|--|----------------------------|----------------------------|-----------------------------|----------------------------|
|                          |  | wariant I <sup>a</sup>     |                            | wariant II                  |                            |
|                          |  | liczba lud-<br>nosi w tys. | % ludności<br>rzeczywistej | liczba lud-<br>ności w tys. | % ludności<br>rzeczywistej |
| 1                        | 2  | 3                          | 4                          | 5                           | 6                          |
| Polska                   |  |                            |                            |                             |                            |
| 0—4                      | 3406                                       | 3300                       | 96,89                      | 3309                        | 97,15                      |
| 5—9                      | 3135                                       | 3115                       | 99,36                      | 3114                        | 99,33                      |
| 10—14                    | 2701                                       | 2700                       | 99,96                      | 2700                        | 99,96                      |
| 15—19                    | 2530                                       | 2536                       | 100,24                     | 2536                        | 100,24                     |
| 20—24                    | 2916                                       | 2929                       | 100,45                     | 2928                        | 100,41                     |
| 25—29                    | 3393                                       | 3409                       | 100,47                     | 3408                        | 100,44                     |
| 30—34                    | 3220                                       | 3235                       | 100,37                     | 3234                        | 100,43                     |
| 35—39                    | 2376                                       | 2384                       | 100,34                     | 2383                        | 100,29                     |
| 40—44                    | 1889                                       | 1899                       | 100,53                     | 1899                        | 100,53                     |
| 45—49                    | 2284                                       | 2091                       | 100,34                     | 2091                        | 100,34                     |
| 50—54                    | 2141                                       | 2149                       | 100,37                     | 2149                        | 100,37                     |
| 55—59                    | 1945                                       | 1955                       | 100,51                     | 1954                        | 100,46                     |
| 60—64                    | 1523                                       | 1531                       | 100,39                     | 1530                        | 100,33                     |
| 65—69                    | 962  | 962                        | 100,00                     | 960                         | 99,79                      |
| 70—74                    | 1123                                       | 1120                       | 99,73                      | 1119                        | 99,55                      |
| 75—79                    | 787  | 786                        | 99,87                      | 783                         | 99,45                      |
| 80 i więcej <sup>b</sup> | 612  | 640                        | 104,58                     | 636                         | 103,92                     |

| 1             | 2    | 3    | 4      | 5    | 6      |
|---------------|------|------|--------|------|--------|
| <b>Miasta</b> |      |      |        |      |        |
| 0- 4          | 1952 | 1891 | 96,88  | 1905 | 97,59  |
| 5- 9          | 1840 | 1772 | 96,30  | 1833 | 99,62  |
| 10-14         | 1500 | 1488 | 99,20  | 1530 | 100,20 |
| 15-19         | 1455 | 1513 | 103,99 | 1357 | 93,26  |
| 20-24         | 1731 | 2018 | 116,58 | 1837 | 106,12 |
| 25-29         | 2133 | 2232 | 104,64 | 2258 | 105,86 |
| 30-34         | 2145 | 2157 | 100,56 | 2208 | 102,94 |
| 35-39         | 1601 | 1604 | 100,19 | 1621 | 101,25 |
| 40-44         | 1229 | 1234 | 100,41 | 1242 | 101,06 |
| 45-49         | 1295 | 1299 | 100,31 | 1304 | 100,69 |
| 50-54         | 1272 | 1277 | 100,39 | 1282 | 100,79 |
| 55-59         | 1109 | 1116 | 100,63 | 1120 | 100,99 |
| 60-64         | 829  | 835  | 100,72 | 838  | 101,09 |
| 65-69         | 506  | 509  | 100,59 | 509  | 100,59 |
| 70-74         | 585  | 589  | 100,68 | 587  | 100,34 |
| 75-79         | 409  | 416  | 101,71 | 411  | 100,49 |
| 80 i więcej   | 326  | 347  | 106,44 | 342  | 104,91 |
| <b>Wieś</b>   |      |      |        |      |        |
| 0- 4          | 1454 | 1409 | 96,91  | 1404 | 96,56  |
| 5- 9          | 1295 | 1343 | 103,71 | 1281 | 98,92  |
| 10-14         | 1201 | 1212 | 100,92 | 1197 | 99,67  |
| 15-19         | 1075 | 1023 | 95,16  | 1179 | 109,67 |
| 20-24         | 1185 | 911  | 76,88  | 1091 | 92,07  |
| 25-29         | 1260 | 1177 | 93,41  | 1150 | 91,27  |
| 30-34         | 1075 | 1078 | 100,28 | 1026 | 95,44  |
| 35-39         | 775  | 780  | 100,65 | 762  | 98,32  |
| 40-44         | 660  | 665  | 100,76 | 656  | 99,39  |
| 45-49         | 789  | 792  | 100,38 | 787  | 99,75  |
| 50-54         | 869  | 872  | 100,35 | 867  | 99,77  |
| 55-59         | 836  | 839  | 100,36 | 834  | 99,76  |
| 60-64         | 696  | 696  | 100,00 | 692  | 99,28  |
| 65-69         | 456  | 453  | 99,34  | 451  | 98,90  |
| 70-74         | 538  | 531  | 98,70  | 531  | 98,70  |
| 75-79         | 378  | 371  | 99,15  | 373  | 98,68  |
| 80 i więcej   | 286  | 293  | 102,45 | 294  | 102,80 |

a Wariant I obejmuje wyniki dla danych spisowych, a wariant II — dla danych z rejestracji bieżącej.

b Ze względu na dostępność danych najstarsza grupa wiekowa obejmuje osoby powyżej 80 roku życia.

Źródło: *Mały Rocznik Statystyczny 1984* i obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

zależnie od sposobu zbierania danych. Projekcja powoduje zawyżenie liczby ludności w środkowych grupach wiekowych (na ogół 15–65 lat) oraz w ostatniej, zaniżenie w pozostałych. Prawidłowości te obserwuje się zarówno dla kobiet, jak i dla ludności ogółem.

Dla poszczególnych regionów również obserwujemy zniekształcenie struktury wieku w skrajnych grupach wieku. Sięga ono 3–8% i jest większe dla kobiet niż dla ludności ogółem.

Tabela 18

Struktury wieku kobiet w 1983 r. — rzeczywista i według modelu Rogersa  
Układ miasta—wieś

| Wiek                     | Rzeczywista<br>liczba lud-<br>ności w tys. | Projekcja                   |                            |                             |                            |
|--------------------------|--|-----------------------------|----------------------------|-----------------------------|----------------------------|
|                          |  | wariant I <sup>a</sup>      |                            | wariant II                  |                            |
|                          |  | liczba lud-<br>ności w tys. | % ludności<br>rzeczywistej | liczba lud-<br>ności w tys. | % ludności<br>rzeczywistej |
| 1                        | 2  | 3                           | 4                          | 5                           | 6                          |
| Polska                   |  |                             |                            |                             |                            |
| 0— 4                     | 1659                                       | 1599                        | 96,38                      | 1600                        | 96,44                      |
| 5— 9                     | 1533                                       | 1525                        | 99,48                      | 1525                        | 99,48                      |
| 10—14                    | 1320                                       | 1320                        | 100,00                     | 1320                        | 100,00                     |
| 15—19                    | 1237                                       | 1240                        | 100,24                     | 1240                        | 100,24                     |
| 20—24                    | 1416                                       | 1423                        | 100,49                     | 1423                        | 100,49                     |
| 25—29                    | 1667                                       | 1676                        | 100,54                     | 1676                        | 100,54                     |
| 30—34                    | 1593                                       | 1601                        | 100,50                     | 1601                        | 100,50                     |
| 35—39                    | 1186                                       | 1191                        | 100,42                     | 1191                        | 100,42                     |
| 40—44                    | 957  | 961                         | 100,42                     | 961                         | 100,42                     |
| 45—49                    | 1064                                       | 1068                        | 100,38                     | 1068                        | 100,38                     |
| 50—54                    | 1104                                       | 1108                        | 100,36                     | 1108                        | 100,36                     |
| 55—59                    | 1064                                       | 1068                        | 100,38                     | 1067                        | 100,28                     |
| 60—64                    | 861  | 863                         | 100,23                     | 863                         | 100,23                     |
| 65—69                    | 566  | 567                         | 100,18                     | 566                         | 100,00                     |
| 70—74                    | 677  | 676                         | 99,85                      | 675                         | 99,70                      |
| 75—79                    | 499  | 498                         | 99,80                      | 496                         | 99,40                      |
| 80 i więcej <sup>b</sup> | 429  | 453                         | 105,59                     | 450                         | 104,90                     |
| Miasta                   |  |                             |                            |                             |                            |
| 0— 4                     | 951  | 909                         | 95,58                      | 924                         | 97,16                      |
| 5— 9                     | 900  | 868                         | 96,44                      | 898                         | 99,78                      |
| 10—14                    | 734  | 729                         | 99,32                      | 736                         | 100,27                     |
| 15—19                    | 718  | 732                         | 101,95                     | 675                         | 94,02                      |
| 20—24                    | 876  | 974                         | 111,19                     | 921                         | 105,14                     |
| 25—29                    | 1099                                       | 1129                        | 102,73                     | 1160                        | 105,55                     |
| 30—34                    | 1097                                       | 1094                        | 99,73                      | 1121                        | 102,19                     |
| 35—39                    | 812  | 810                         | 99,75                      | 820                         | 100,99                     |
| 40—44                    | 629  | 629                         | 100,00                     | 634                         | 100,79                     |
| 45—49                    | 667  | 669                         | 100,30                     | 672                         | 100,75                     |
| 50—54                    | 656  | 659                         | 100,46                     | 662                         | 100,91                     |
| 55—59                    | 608  | 611                         | 100,49                     | 613                         | 100,82                     |
| 60—64                    | 475  | 478                         | 100,63                     | 480                         | 101,05                     |
| 65—69                    | 307  | 311                         | 101,30                     | 311                         | 101,30                     |
| 70—74                    | 368  | 373                         | 101,36                     | 370                         | 100,54                     |
| 75—79                    | 272  | 277                         | 101,84                     | 273                         | 100,37                     |
| 80 i więcej              | 239  | 258                         | 107,95                     | 253                         | 105,86                     |
| Wieś                     |  |                             |                            |                             |                            |
| 0— 4                     | 709  | 690                         | 97,32                      | 676                         | 95,35                      |
| 5— 9                     | 633  | 657                         | 103,79                     | 627                         | 99,05                      |
| 10—14                    | 586  | 591                         | 100,85                     | 584                         | 99,66                      |
| 15—19                    | 519  | 508                         | 97,88                      | 565                         | 108,86                     |
| 20—24                    | 540  | 449                         | 83,15                      | 501                         | 92,78                      |

| 1           | 2   | 3   | 4      | 5   | 6      |
|-------------|-----|-----|--------|-----|--------|
| Wieś        |     |     |        |     |        |
| 25–29       | 568 | 547 | 96,30  | 516 | 90,85  |
| 30–34       | 496 | 507 | 102,22 | 480 | 96,77  |
| 35–39       | 374 | 381 | 101,87 | 371 | 99,20  |
| 40–44       | 328 | 332 | 101,22 | 327 | 99,70  |
| 45–49       | 397 | 399 | 100,50 | 396 | 99,79  |
| 50–54       | 448 | 449 | 100,22 | 446 | 99,55  |
| 55–59       | 456 | 456 | 100,00 | 454 | 99,55  |
| 60–64       | 386 | 386 | 100,00 | 383 | 99,22  |
| 65–69       | 259 | 256 | 98,84  | 256 | 98,89  |
| 70–74       | 309 | 303 | 98,06  | 305 | 98,71  |
| 75–79       | 227 | 222 | 97,80  | 224 | 98,68  |
| 80 i więcej | 190 | 195 | 102,63 | 197 | 103,68 |

a Wariant I obejmuje wyniki dla danych spisowych, a wariant II dla danych z rejestracji bieżącej.

b Ze względu na dostępność danych najstarsza grupa wiekowa obejmuje osoby powyżej 80 roku życia.

Źródło: *Mały Rocznik Statystyczny GUS 1984* i obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

Ponieważ liczba ludności w najmłodszej grupie wiekowej zależy wyłącznie od liczby urodzeń i zgonów dzieci urodzonych w okresie pięcioletnim, niedomiar przewidywanej liczby dzieci wynika ze zwiększenia w okresie 1978–1983 liczby urodzeń (w 1978 r. — 675 tys., w 1983 r. — 720 tys.) i spadku śmiertelności niemowląt z 22,5/1000 w 1978 r. do 19,3/1000 w 1983 r. Błąd ten odślania znakomicie podstawowy mankament modeli opartych na założeniu stałości natężenia ruchu naturalnego i wędrownego w czasie.

Ciekawym zjawiskiem są zniekształcenia struktury wieku w regionach dla grup wiekowych 15–29 roku życia. Błędy powyżej 3% obejmują w tych grupach wiekowych wszystkie projekcje z wyjątkiem wariantu I dla kobiet. Maksymalne błędy w odniesieniu do ludności ogółem wynoszą: dla miast — +16,58% (w grupie wiekowej 20–24 lata) w wariantcie I i +6,74% (w grupie wiekowej 15–19 lat) w — II oraz dla wsi odpowiednio: —23,12% i +9,67%. Na ogół mamy do czynienia z zawyżeniem liczby ludności w miastach przy jednoczesnym zaniżeniu liczby ludności na wsi. Największe błędy występują zawsze dla najmobilniejszych grup ludności i są większe dla danych dotyczących migrantów niż dla danych dotyczących migracji. Wskazuje to na fakt, iż dane o liczbie migrantów i migracji zostały przeszacowane lub też, że model ma wbudowany mechanizm, który powoduje przeceńnienie istotności ruchu wędrownego ludności.

Takie zniekształcenia struktury wieku obniżają dokładność projekcji. Należy więc spróbować zidentyfikować ich przyczyny.

Dla dwóch grup wiekowych (20–24 i 25–29 lat) oszacowano stan ludności w 1983 r. biorąc za punkt wyjścia stan ludności w 1978 r. w grupach wiekowych 15–19 lat i 20–24 lata, liczbę zgonów jak w modelu oraz rzeczywiste liczby migracji pomiędzy miastami i wsią dla poszczególnych roczników (*Roczniki Demograficzne GUS, 1980–1984*). W ten sposób zastąpiono migracje modelowe obliczone na podstawie przepływów w 1978 r. migracjami rzeczywistymi (tab. 19). Operacja

Tabela 19

Liczba ludności ogółem w grupach wiekowych 20–24 i 25–29 lat w 1983 r.: rzeczywista, według II wariantu projekcji (dane z rejestracji bieżącej), oszacowana na podstawie bilansu migracji wewnętrznych i zgonów oraz dodatkowo po uwzględnieniu migracji zagranicznych

| Dane   | Polska                 |                         | Miasta                 |                         | Wieś                   |                         |
|--|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
|  | liczba ludności w tys. | % ludności rzeczywistej | liczba ludności w tys. | % ludności rzeczywistej | liczba ludności w tys. | % ludności rzeczywistej |
| Wiek 20–24 lata  |                        |                         |                        |                         |                        |                         |
| Rzeczywiste  | 2916                   | 100,00                  | 1731                   | 100,00                  | 1185                   | 100,00                  |
| Z rejestracji bieżącej (wariant II)                    | 2928                   | 100,41                  | 1837                   | 106,12                  | 1091                   | 92,07                   |
| Z rzeczywistymi migracjami wewnętrznymi                | 2990                   | 102,54                  | 1830                   | 105,72                  | 1160                   | 97,89                   |
| Z rzeczywistymi migracjami wewnętrznymi i zewnętrznymi | 2978                   | 102,13                  | 1823                   | 105,32                  | 1155                   | 97,47                   |
| Wiek 25–29 lat   |                        |                         |                        |                         |                        |                         |
| Rzeczywiste  | 3393                   | 100,00                  | 2133                   | 100,00                  | 1260                   | 100,00                  |
| Z rejestracji bieżącej (II wariant)                    | 3408                   | 100,44                  | 2258                   | 105,86                  | 1150                   | 91,27                   |
| Z rzeczywistymi migracjami wewnętrznymi                | 3412                   | 100,56                  | 2190                   | 102,72                  | 1222                   | 96,98                   |
| Z rzeczywistymi migracjami wewnętrznymi i zewnętrznymi | 3394                   | 100,03                  | 2177                   | 102,06                  | 1217                   | 96,59                   |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS oraz Roczników Demograficznych GUS 1980–1984.

ta dała w obu grupach wiekowych poprawę wyników projekcji dla wsi o ponad 5%. Dla miast poprawa dokładności była mniejsza (mniej niż 1% w młodszej i ponad 3% w starszej grupie wiekowej). Nadal jednak dla grupy wiekowej 20–24 lata (w 1983 r.) różnica wynosiła 99 tys. Oszacowano więc wielkość migracji zagranicznych. Nie było ono tak dokładne, jak dla migracji wewnętrznych, gdyż publikowane dane są dla pięcioletnich grup wiekowych, podczas gdy dla migracji wewnętrznych dla każdego rocznika oddzielnie. Uwzględnienie migracji zagranicznych spowodowało dalszą, choć niewielką poprawę dokładności dla miast i nieznaczną utratę dokładności dla wsi. Po wszystkich tych przeliczeniach nadal notujemy nadmiar ludności na obszarze miast i niedobór na obszarze wsi. Wyjaśnienia tego zjawiska upatrywać można w niedokładności bieżącej statystyki migracji wewnętrznych i pewnych odstępstwach założeń modelu od rzeczywistości dotyczących stałości współczynników przepływów migracyjnych. Wysoka zgodność liczby ludności ogółem w grupach wiekowych przy jednoczesnej niezgodności w poszczególnych regionach jest podsta-

wą do upatrywania przyczyn w niezadowalającej jakości danych statystycznych lub w złym oszacowaniu prawdopodobieństw migracji przez model. Ponieważ dla danych spisowych nie ma możliwości wprowadzenia rzeczywistych informacji o liczbie migrantów za lata 1978–1983, nie można zatem przeprowadzić stosownych porównań. Można jednak stwierdzić, że mniejsza dokładność projekcji przy użyciu danych spisowych wynika z brania pod uwagę migrantów czasowych, z których część zmienia miejsce zamieszkania na stosunkowo krótki czas, lecz postarzenie ich w toku projekcji odbywa się w regionie docelowym, a nie w regionie ich stałego miejsca zamieszkania. Innymi słowy możemy powiedzieć, że przyczyną mniejszej dokładności projekcji jest przeszacowanie liczby migrantów netto (o tych migrantów czasowych, których pobyt w nowym miejscu zamieszkania jest krótki).

Na zakończenie porównania wyników projekcji z danymi rzeczywistymi należy zwrócić uwagę na pewne niekonsekwencje w konstruowaniu przez GUS zbiorów poszczególnych zdarzeń. Stany ludności tak w 1978, jak i w 1983 r. odnoszą się do kategorii osób zamieszkałych faktycznie na danym terytorium. Również informacja o miejscu aktualnego i poprzedniego zamieszkania migrantów (dane spisowe) odnosi się do ich faktycznych miejsc zamieszkania. Natomiast w odniesieniu do danych o migracjach oraz do danych o miejscu urodzenia i zgonu stosowane jest kryterium formalnoprawne (stałego adresu zamieszkania).

W związku z tym przy wszystkich projekcjach używano zbiorów danych odnoszących się do różnych kategorii osób. W wariancie I dane o stanie ludności w 1978 i 1983 r. oraz o ruchu wędrownym zestawiane były według faktycznego miejsca zamieszkania poszczególnych osób oraz według faktycznego, aktualnego i poprzedniego miejsca zamieszkania migranta. Dane o ruchu naturalnym ludności zestawiane były według kryterium formalnoprawnego (tzn. noworodek zwiększał liczbę ludności miejsca stałego zamieszkania matki, osoba zmarła zmniejszała liczbę ludności miejscowości, w której była zameldowana na stałe). W wariancie II odmiennie potraktowano ruch wędrowny ludności. Dane o migracjach klasyfikowane były według stałego poprzedniego i aktualnego miejsca zamieszkania osób migrujących. Opisana sytuacja może prowadzić do istotnych niezgodności. Przykładowo kobieta zameldowana na stałe w województwie siedleckim, która przebywa czasowo w Warszawie i urodzi dziecko będzie w I wariancie projekcji traktowana jako warszawianka. O ile przeprowadzka nastąpiła w 1978 r. będzie ponadto uważana za migrantkę do woj. warszawskiego, natomiast jej dziecko zwiększy liczbę urodzeń w woj. siedleckim. W II wariancie projekcji (dane z rejestracji) kobieta ta będzie traktowana jako mieszkanka woj. warszawskiego, migracja jej nie zostanie wykazana, dziecko, jak poprzednio, zostanie uwzględnione tak, jakby urodziło się w woj. siedleckim.

W konsekwencji możemy stwierdzić, że dane wprowadzane do modelu w żadnym wypadku nie są całkowicie porównywalne, co automatycznie prowadzi do nieporównywalności wyników między sobą i stanem rzeczywistym. Uwaga ta dotyczy nie tylko wyników prezentowanych w tej pracy, ale również wyników wszelkich obliczeń przygotowywanych na podstawie danych GUS-u. Nieporównywalność danych obniża ich użyteczność. Nawet dokładne informacje dotyczące zdarzeń jednego



typu tracą wartość, gdy trzeba rozpatrywać je w kontekście zdarzeń innego typu, odnoszących się do odmiennej kategorii ludności.

Podstawą do likwidacji tego stanu rzeczy jest modyfikacja kategorii „zameldowany na pobyt czasowy ponad dwa miesiące”. Zmiany w definicji tej kategorii ludności powinny iść w kierunku odseparowania rzeczywistych, kilkumiesięcznych migracji czasowych od migracji kilku-, a nawet ponaddwudziestoletnich, które także zaliczane są do migracji „czasowych”. Pozwoliłoby to na jednolite traktowanie wszystkich zdarzeń demograficznych, które zajdą na danym terytorium, a jednocześnie spowodowałoby zwiększenie dokładności danych migracyjnych i danych o ruchu naturalnym ludności.

#### PROGNOZY UZYSKANE ZA POMOCĄ MODELU ROGERSA A PROGNOZY GUS-u

Ocenę mocy prognostycznej modelu uzyskano przez porównanie wysiłków pięcioletniej prognozy z rezultatami prognoz sporządzanych przez GUS. Starano się oceniać dokładność wszystkich prognoz po 5 latach, jednak nie w każdym wypadku było to możliwe. Najnowsza prognoza biologiczna sporządzona została dopiero w 1981 r. Uplęło więc zbyt mało czasu, aby móc docenić jej dokładność po okresie pięcioletnim. Dokładność prognozy obliczana była w następujący sposób: przewidywaną liczbę ludności wyrażano w odsetkach rzeczywistej liczby ludności<sup>4</sup>, następnie obliczano średni roczny błąd procentowy według wzoru:

$$b_{sr} = \frac{b_{wz}}{r},$$

gdzie:

$b_{wz}$  — błąd względny w procentach,

$r$  — liczba lat, jakie upłynęły od wyjściowego do kontrolnego roku prognozy.

Porównania dokonano dla ludności całej Polski (tab. 20).

Dla układów wojewódzkich w prognozach demograficznych GUS używano, z wyjątkiem najnowszych prognoz, podziału administracyjnego sprzed 1975 r., co uniemożliwiło bezpośrednią ocenę dokładności prognoz w tym układzie.

Zauważmy, że w prognozach GUS-u najmniejszy błąd średnioroczny notujemy dla przewidywania liczby mężczyzn, największy — dla liczby kobiet. W odniesieniu do prognozy za pomocą modelu największym błędem obciążone są informacje o liczbie mężczyzn, co może wynikać z pośredniego sposobu obliczania tej wielkości. Zauważmy, że prognozy GUS-u mają znacznie większy — od kilku- do kilkudziesięciu razy — średnioroczny błąd względny. Wyjątkiem jest tu najnowsza prognoza pomigracyjna oraz prognoza biologiczna z 1981 r., lecz od jej sporządzenia do 1983 r. minęły zaledwie dwa lata.

W ujęciu globalnym prognozowanie za pomocą modelu Rogersa dało znacznie dokładniejsze wyniki dla prognoz krótkoterminowych niż metody stosowane przez

<sup>4</sup> Por. przypis 3 s. 47.

Wyniki i dokładność prognoz GUS oraz prognoz uzyskanych za pomocą modelu Rogersa

| Wyszczególnienie  | Źródło prognozy*  |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |
|---|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
|   | 1                 | 2                 | 3                 | 4                | 5                 | 6                 | 7                 | 8                |
| Typ prognozy  | pomigra-<br>cyjna | pomigra-<br>cyjna | pomigra-<br>cyjna | biolo-<br>giczna | pomigra-<br>cyjna | pomigra-<br>cyjna | pomigra-<br>cyjna | biolo-<br>giczna |
| Rok wyjściowy<br>prognozy   | 1970              | 1971              | 1972              | 1981             | 1979              | 1978              | 1978              | 1978             |
| Stan ludności<br>w tys. w roku<br>kontrolnym<br>prognozy          |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |
| ogółem  | 34 185            | 34 185            | 34 850            | 36 745           | 36 745            | 36 745            | 36 745            | 36 745           |
| mężczyźni   | 16 633            | 16 633            | 16 965            | 17 914           | 17 914            | 17 914            | 17 914            | —                |
| kobiety   | 17 552            | 17 552            | 17 885            | 18 831           | 18 831            | 18 831            | 18 831            | —                |
| Rok kontrolny<br>prognozy   | 1975              | 1975              | 1977              | 1983             | 1983              | 1983              | 1983              | 1983             |
| Przewidywana<br>liczba ludności<br>w tys.                         |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |
| ogółem  | 34 006            | 33 885            | 34 569            | 36 719           | 36 743            | 36 731            | 36 742            | 36 756           |
| mężczyźni   | 16 571            | 16 511            | 16 857            | 17 908           | 17 934            | 17 900            | 17 904            | —                |
| kobiety   | 17 436            | 17 375            | 17 710            | 18 811           | 18 809            | 18 831            | 18 838            | —                |
| Prognozowana licz-<br>ba ludności<br>w % ludności<br>rzeczywistej |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |
| ogółem  | 99,48             | 99,12             | 99,19             | 99,93            | 99,99             | 99,96             | 99,99             | 100,03           |
| mężczyźni   | 99,63             | 99,27             | 99,38             | 99,97            | 100,11            | 99,92             | 99,94             | —                |
| kobiety   | 99,34             | 98,99             | 99,02             | 99,89            | 99,88             | 100,00            | 100,04            | —                |
| Średni roczny<br>błąd w %   |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |
| ogółem  | 0,104             | 0,220             | 0,162             | 0,035            | 0,003             | 0,008             | 0,002             | 0,006            |
| mężczyźni   | 0,074             | 0,183             | 0,124             | 0,015            | 0,028             | 0,016             | 0,012             | —                |
| kobiety   | 0,132             | 0,253             | 0,196             | 0,055            | 0,030             | 0,000             | 0,008             | —                |

\* 1. Prognoza stanu i struktury ..., 1971; 2. Pomigracyjna prognoza ludności ..., 1972; 3. Prognoza ludności Polski ..., 1972; 4. Prognoza ludności do roku 1990 ..., 1981; 5. Prognoza demograficzna na lata 1980-1985, 1981; 6. Obliczenia własne na podstawie danych GUS-u, dane z rejestracji bieżącej, układ miasta-wieś; 7. Obliczenia własne na podstawie danych GUS-u, dane ze spisu, układ miasta-wieś; 8. Obliczenia własne na podstawie danych GUS-u, układ miasta-wieś, wersja biologiczna (bezmigracyjna).

GUS. Odnosi się to nawet do biologicznej wersji prognozy, której wynik jest obarczony mniejszym błędem niż prognozy pomigracyjne i biologiczne GUS-u.

Pierwsze trzy prognozy GUS-u mają średni roczny błąd większy o rząd wielkości niż prognozy wykonane za pomocą modelu Rogersa, dwie najnowsze — mają błąd rzędu setnych procenta rocznie. Dalsze rozważania obejmują więc tylko najdokładniejszą prognozę GUS-u. Zostanie ona porównana z projekcją wykonaną przy użyciu modelu Rogersa dla danych z rejestracji bieżącej.

Tabela 21 przedstawia porównanie dokładności prognozy biologicznej (*Prognoza ludności do roku 1990 ...*, 1981) i prognozy modelowej z rzeczywistością w trzech grupach wiekowych: 0–14, 15–24 i ponad 25 lat (dobór przedziałów wieku nie jest najlepszy, lecz jedyny możliwy, gdy chcemy sprowadzić publikowane wyniki prognozy do wspólnego z modelem mianownika) w podziale na miasta i wieś. Średni roczny błąd prognozy biologicznej GUS-u jest w pierwszych dwóch przedziałach wieku wyższy niż dla prognozy modelowej (w całym opracowaniu założono dla prostoty,

Tabela 21

Liczba ludności w 1983 r. w wybranych grupach wiekowych — rzeczywista, uzyskana w wyniku projekcji i według prognozy biologicznej GUS

| Wiek        | Wyszczególnienie | Rzeczywista liczba ludności w tys. | Projekcja Rogersa      |                         |                    | Prognoza GUS           |                         |                    |
|-------------|------------------|------------------------------------|------------------------|-------------------------|--------------------|------------------------|-------------------------|--------------------|
|             |                  |                                    | liczba ludności w tys. | % ludności rzeczywistej | średni błąd roczny | liczba ludności w tys. | % ludności rzeczywistej | średni błąd roczny |
| 0–14        | Polska           | 9242,6                             | 9122,6                 | 98,70                   | 0,260              | 9178,0                 | 99,30                   | 0,350              |
|             | miasta           | 5292,6                             | 5240,3                 | 99,01                   | 0,198              | 5168,3                 | 97,66                   | 1,170              |
|             | wieś             | 3950,0                             | 3882,3                 | 98,29                   | 0,342              | 4009,7                 | 101,51                  | 0,755              |
| 15–24       | Polska           | 5445,4                             | 5463,5                 | 100,33                  | 0,066              | 5494,1                 | 100,16                  | 0,080              |
|             | miasta           | 3188,5                             | 3193,8                 | 100,17                  | 0,034              | 3133,4                 | 98,28                   | 0,860              |
|             | wieś             | 2257,1                             | 2269,6                 | 100,56                  | 0,112              | 2320,7                 | 102,82                  | 1,410              |
| 25 i więcej | Polska           | 22057,0                            | 22144,7                | 100,40                  | 0,080              | 22087,0                | 100,14                  | 0,010              |
|             | miasta           | 13441,4                            | 13722,4                | 102,46                  | 0,492              | 13392,8                | 99,64                   | 0,180              |
|             | wieś             | 8615,6                             | 8422,3                 | 97,76                   | 0,448              | 8694,2                 | 100,91                  | 0,455              |

Źródło: *Prognoza ludności do roku 1990...*, 1981; obliczenia własne na podstawie danych GUS-u.

że błąd przyrasta liniowo w czasie; założenie takie nie musi być oczywiście prawdziwe), natomiast dla ostatniego przedziału wieku (25 i więcej lat), błędy są zbliżone. Wyjątkiem jest błąd odnoszący się do liczby ludności ogółem dla miast, gdzie prognoza modelowa jest dużo mniej dokładna. Ogólnie jednak prognoza modelowa jest nieco dokładniejsza od prognozy biologicznej GUS-u.

Prognozą, która zdecydowanie wyróżnia się dzięki swojej dokładności spośród prognoz GUS-u jest *Prognoza demograficzna na lata 1980–1985* sporządzona w 1985 r. W porównaniu z prognozą uzyskaną za pomocą modelu Rogersa jest ona nieco dokładniejsza dla liczby ludności ogółem i nieco mniej dokładna dla liczby kobiet i mężczyzn. Prognoza GUS-u zawyża liczbę mężczyzn i zaniża liczbę kobiet, tak że błędy redukują się wzajemnie.

Porównanie dokładności prognoz poprzedzić należy porównaniem ich założeń. Stosowne zestawienie przedstawia tabela 22.

Założenia obu prognoz różnią się nieco. W prognozie GUS-u zakłada się stałość współczynników płodności, stałość współczynników zgonów ludności dorosłej, zmniejszenie się współczynników zgonów dzieci i młodzieży. Założenia dotyczące

Porównanie założeń prognoz pomigracyjnych: wykonanej przy pomocy modelu Rogersa i *Prognozy demograficznej na lata 1980–1985*

| Wyszczególnienie                           | Model Rogersa   | Prognoza GUS   |
|--|---|--|
| Podstawa prognozy                          | wyniki NSP 1978 doprowadzone metodą bilansową do stanu w dniu 31 12 1978 r.   | wyniki NSP 1978 doprowadzone metodą bilansową do stanu w dniu 31 12 1979 r.  |
| Kontrolny rok prognozy                     | 1983  | 1983   |
| Okres prognozy                             | 5 lat   | 4 lata   |
| Przyjęte regiony badawcze                  | miasta i wsie całej Polski  | miasta i wsie w poszczególnych województwach   |
| Założenia dotyczące płodności              | W całym okresie prognozowania cząstkowe współczynniki płodności są stałe i równe współczynnikom obserwowanym w 1978 r. Współczynniki obliczane są oddzielnie dla wsi i miast  | W całym okresie prognozowania współczynniki płodności są stałe i równe współczynnikom obserwowanym w latach 1978–1979. Współczynniki obliczane są oddzielnie dla ludności miejskiej i wiejskiej każdego województwa  |
| Założenia dotyczące umieralności           | Wieloregionalne tablice trwania życia opracowane oddzielnie dla ludności ogółem i dla kobiet, obliczane dla dezagregacji na miasto i wieś na podstawie danych z 1978 r. Założono stałość współczynników zgonów w czasie | Jednoregionalne tablice trwania życia opracowane oddzielnie dla kobiet i mężczyzn na wsi i w mieście. Założono utrzymanie się umieralności ludności dorosłej na poziomie z połowy lat siedemdziesiątych przy nieznacznym obniżeniu umieralności dzieci i młodzieży |
| Założenia dotyczące migracji wewnętrznych  | Uwzględnione w wieloregionalnych tablicach trwania życia. Zakłada się stałość cząstkowych współczynników migracji w okresie prognostycznym  | Według wytycznych Komisji Planowania przy RM   |
| Założenia dotyczące migracji zagranicznych | Migracje zagraniczne nie są uwzględniane  | Migracje zagraniczne uwzględniono przez przyjęcie założeń MSW dotyczących wielkości wojewódzkich sald migracji zewnętrznych  |

Źródło: *Prognoza demograficzna ...*, 1981; F. Willekens, A. Rogers 1978.

migracji opracowane są przez Komisję Planowania i Ministerstwo Spraw Wewnętrznych i nie zakłada się stałości współczynników. W modelu Rogersa podstawowym założeniem jest stałość natężenia ruchu naturalnego i wędrownego ludności oraz domknięcie kraju ze względu na migracje zagraniczne. Istotny jest też fakt, że w prognozie GUS-u użyto jednoregionalnych, a w prognozie za pomocą modelu Rogersa — wieloregionalnych tablic trwania życia.

Dokładność prognoz porównano ze stanem rzeczywistym w 1983 r. w układzie przestrzennym miasta—wieś dla siedemnastu pięcioletnich grup wiekowych dla

ludności ogółem. Oczywiście nie wyczerpuje to bogatego materiału porównawczego zawartego w wynikach prognozy GUS-u, która została sporządzona w dezagregacji na miasta i wieś w układzie wojewódzkim, oddzielnie dla kobiet i mężczyzn.

Rozpatrując dokładność odwzorowania struktury wieku w przyjętym układzie przestrzennym (tab. 23) możemy stwierdzić, że błędy dla poszczególnych regionów są większe niż dla Polski ogółem, oraz że koncentrują się one w pierwszej i ostatniej grupie wiekowej, a także w grupach wiekowych, w których obserwujemy największą mobilność.

Tabela 23

Struktury wieku ludności w 1983 r. — rzeczywista, według modelu Rogersa i prognozowana przez GUS  
Układ miasta—wieś

| Grupa wiekowa | Rzeczywista liczba ludności w tys. | Projekcja              |                         | Prognoza GUS           |                         |
|---------------|------------------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
|               |                                    | liczba ludności w tys. | % ludności rzeczywistej | liczba ludności w tys. | % ludności rzeczywistej |
| 1             | 2                                  | 3                      | 4                       | 5                      | 6                       |
| Polska        |                                    |                        |                         |                        |                         |
| 0—4           | 3406                               | 3309                   | 97,15                   | 3331                   | 97,80                   |
| 5—9           | 3136                               | 3114                   | 99,27                   | 3142                   | 100,19                  |
| 10—14         | 2701                               | 2700                   | 99,96                   | 2706                   | 100,19                  |
| 15—19         | 2530                               | 2536                   | 100,24                  | 2535                   | 100,20                  |
| 20—24         | 2916                               | 2928                   | 100,41                  | 2921                   | 100,17                  |
| 25—29         | 3393                               | 3408                   | 100,44                  | 3400                   | 100,21                  |
| 30—34         | 3220                               | 3234                   | 100,43                  | 3230                   | 100,31                  |
| 35—39         | 2376                               | 2383                   | 100,29                  | 2382                   | 100,25                  |
| 40—44         | 1889                               | 1899                   | 100,53                  | 1896                   | 100,31                  |
| 45—49         | 2084                               | 2091                   | 100,34                  | 2092                   | 100,38                  |
| 50—54         | 2141                               | 2148                   | 100,38                  | 2151                   | 100,47                  |
| 55—59         | 1945                               | 1955                   | 100,51                  | 1955                   | 100,51                  |
| 60—64         | 1525                               | 1530                   | 100,33                  | 1539                   | 100,92                  |
| 65—69         | 962                                | 961                    | 99,90                   | 966                    | 100,42                  |
| 70—74         | 1123                               | 1118                   | 99,55                   | 1122                   | 99,91                   |
| 75—79         | 787                                | 783                    | 99,49                   | 785                    | 99,75                   |
| 80 i więcej   | 612                                | 636                    | 103,92                  | 592                    | 96,73                   |
| Miasta        |                                    |                        |                         |                        |                         |
| 0—4           | 1953                               | 1905                   | 97,54                   | 1924                   | 98,52                   |
| 5—9           | 1840                               | 1833                   | 99,62                   | 1849                   | 100,49                  |
| 10—14         | 1500                               | 1503                   | 100,20                  | 1506                   | 100,40                  |
| 15—19         | 1456                               | 1357                   | 93,20                   | 1488                   | 102,20                  |
| 20—24         | 1732                               | 1837                   | 106,06                  | 1807                   | 104,33                  |
| 25—29         | 2134                               | 2258                   | 105,81                  | 2204                   | 103,28                  |
| 30—34         | 2145                               | 2208                   | 102,94                  | 2157                   | 100,56                  |
| 35—39         | 1601                               | 1621                   | 101,25                  | 1612                   | 100,69                  |
| 40—44         | 1229                               | 1243                   | 101,14                  | 1241                   | 100,98                  |
| 45—49         | 1295                               | 1304                   | 100,69                  | 1305                   | 100,77                  |
| 50—54         | 1272                               | 1282                   | 100,79                  | 1283                   | 100,86                  |
| 55—59         | 1109                               | 1120                   | 100,99                  | 1120                   | 100,99                  |

| 1           | 2    | 3    | 4      | 5    | 6      |
|-------------|------|------|--------|------|--------|
| Miasta      |      |      |        |      |        |
| 60—64       | 829  | 838  | 101,09 | 842  | 101,57 |
| 65—69       | 506  | 509  | 100,59 | 515  | 101,78 |
| 70—74       | 585  | 587  | 100,34 | 588  | 100,54 |
| 75—79       | 409  | 411  | 100,49 | 412  | 100,73 |
| 80 i więcej | 326  | 342  | 104,90 | 316  | 96,93  |
| Wieś        |      |      |        |      |        |
| 0—4         | 1453 | 1404 | 96,63  | 1406 | 96,77  |
| 5—9         | 1295 | 1281 | 98,92  | 1293 | 99,85  |
| 10—14       | 1201 | 1197 | 99,67  | 1200 | 99,92  |
| 15—19       | 1073 | 1179 | 109,88 | 1046 | 97,48  |
| 20—24       | 1184 | 1091 | 92,15  | 1114 | 94,09  |
| 25—29       | 1259 | 1150 | 91,34  | 1196 | 95,00  |
| 30—34       | 1075 | 1026 | 95,44  | 1073 | 99,81  |
| 35—39       | 775  | 762  | 98,32  | 767  | 99,35  |
| 40—44       | 661  | 656  | 99,24  | 654  | 98,94  |
| 45—49       | 789  | 787  | 99,75  | 787  | 99,75  |
| 50—54       | 869  | 867  | 99,77  | 868  | 99,88  |
| 55—59       | 835  | 834  | 99,88  | 835  | 100,00 |
| 60—64       | 696  | 692  | 99,43  | 698  | 100,29 |
| 65—69       | 456  | 451  | 98,90  | 450  | 98,68  |
| 70—74       | 538  | 531  | 98,70  | 535  | 99,44  |
| 75—79       | 378  | 373  | 98,68  | 374  | 98,94  |
| 80 i więcej | 286  | 294  | 102,78 | 276  | 96,50  |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS; Prognoza demograficzna na lata 1980—1985, 1981.

Błędy w pierwszej grupie wiekowej (0—4 lata) dotyczą tak liczby ludności ogółem, jak i liczby ludności w poszczególnych regionach. Prognozy niedoszacowują liczby dzieci, co wynika ze wzrostu liczby urodzeń, zwłaszcza trzecich i czwartych w okresie 1978—1983, przy jednoczesnym spadku śmiertelności niemowląt w tym okresie. Prognoza GUS-u daje nieco mniejsze błędy niż prognoza modelowa.

Błędy w ostatniej grupie wiekowej obejmującej ludność powyżej 80 lat są dość znaczne (3—5%). Prognoza modelowa przelicza, a prognoza GUS-u niedoszacowuje liczbę ludności. Można przyjąć, że wiąże się to z trudnościami metodologicznymi związanymi z estymacją w tablicach trwania życia prawdopodobieństwa przeżycia kolejnego okresu prognostycznego (projekcyjnego) przez członka najstarszej, jednostronnie otwartej grupy wiekowej. Z wyjątkiem prognozy dotyczącej ludności wiejskiej, nieznacznie lepsze wyniki daje prognoza GUS-u.

Najciekawsze jest występowanie największych błędów w ocenie liczby ludności w poszczególnych regionach dla najmobilniejszych grup wiekowych przy jednocześnie dokładnej prognozie liczby ludności całej Polski. Potwierdza to fakt, iż głównym problemem w ocenie przyszłej liczby ludności danego regionu jest ustalenie wielkości ruchu wędrownego. Przewidywanie natężenia zgonów nie przedstawia na ogół istotnych trudności. Większe błędy obserwujemy dla prognozy modelowej niż dla prognozy GUS-u. Błędy te prowadzą do zawyżania w obu prognozach liczby lud-

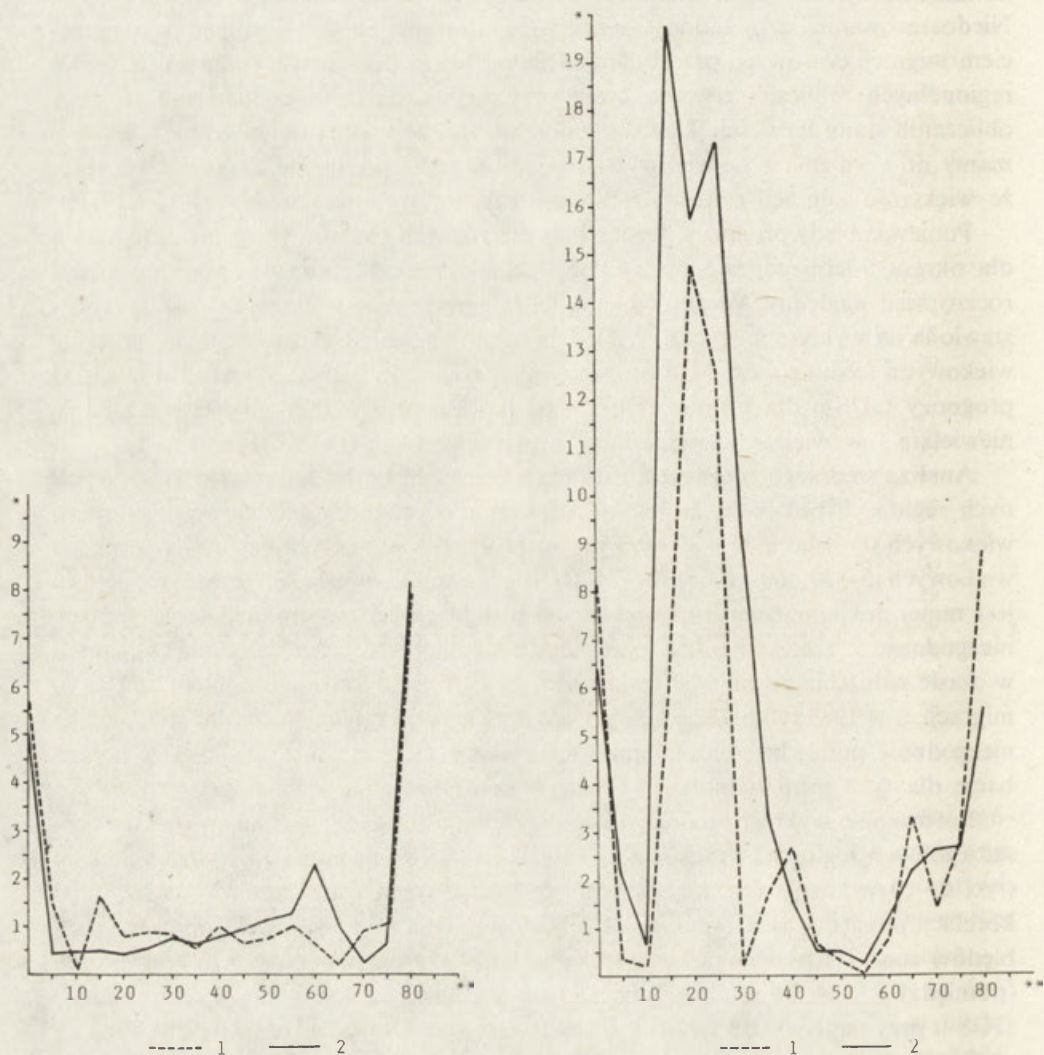
ności miejskiej i zaniżania liczby ludności wiejskiej. Jedynym wyjątkiem jest oszacowanie liczby ludności w wieku 15–19 lat uzyskana za pomocą modelu Rogersa. Niedoszacowanie liczby ludności miast spowodowane jest w tym wypadku pominięciem migracji czasowych przez szacowanie prawdopodobieństwa emigracji w wieloregionalnych tablicach trwania życia przy jednoczesnym uwzględnieniu jej przy obliczaniu stanu ludności. Trzeba zwrócić uwagę, że w omawianej grupie wiekowej mamy do czynienia z największymi błędami w całej prognozie, co wynika z tego, że większość migracji czasowych koncentruje się w grupie wiekowej 15–19 lat.

Ponieważ błędy prognozy liczone były dla różnych okresów (prognoza modelowa dla okresu 5-letniego, prognoza GUS — dla okresu 4-letniego), obliczono średni roczny błąd względny. Wielkość błędu dla kolejnych grup wiekowych została przedstawiona na wykresach (ryc. 6, 7, 8). Dla ludności ogółem poza skrajnymi grupami wiekowymi średni roczny błąd prognozy nie przekracza 0,25%. Wyjątkiem jest błąd prognozy GUS-u dla grup wieku 45–60 lat. Różnice w dokładności prognoz są niewielkie i w większości wypadków nie przekraczają 0,15% rocznie.

Analiza średniego rocznego błędu dla oszacowań liczby ludności w poszczególnych regionach pokazuje, że jest on większy dla prognozy modelowej w grupach wiekowych 0–4 lata, 15–39 lat i ponad 80 lat dla regionu „miasta” i w grupach wiekowych 5–39, 60–64 i 70–74 lat dla regionu „wieś”. Prognoza modelowa jest mniej dokładna dla grup wiekowych o największej mobilności. Przyczyną jest niezgodność z rzeczywistością przyjętego w modelu Rogersa założenia o stałości w czasie natężenia ruchu wędrownego: w 1978 r. zanotowano ogółem 964,0 tys. migracji, a w 1983 tylko 722,5 tys., a więc prawie o 1/3 mniej. Naturalne jest, że taka niezgodność pomiędzy założeniami a rzeczywistością powoduje najsilniejsze perturbacje dla tych grup ludności, w których koncentruje się ruch migracyjny.

Porównanie wykresu średniego rocznego błędu prognozy w funkcji wieku w poszczególnych regionach (ryc. 7, 8) z natężeniem migracji pomiędzy tymi regionami (ryc. 2–5) wskazuje na związek pomiędzy obydwojma zjawiskami. Współczynniki korelacji pomiędzy wektorami wskaźników natężenia migracji a wektorami średnich błędów rocznych wskazują na wysoką współzależność pomiędzy tymi zjawiskami (pomiędzy 0,9334 dla modelu Rogersa przy napływie na wieś i 0,7016 dla prognozy GUS-u przy napływie do miast) i są bardzo istotne. Dowodzi to, jak ważny i jednocześnie wymykający się chwilowo kontroli badaczy jest problem przewidywania wielkości przepływów migracyjnych jako jednego z czynników prognozy stanu i struktury ludności.

Oceniając przydatność modelu Rogersa do prognozowania przyszłego stanu i struktury ludności możemy stwierdzić, że nie ustępuje on w istotny sposób narzędziom projektowanym wyłącznie z myślą o dokonywaniu prognoz. Dla wartości globalnych prognoza wykonana za pomocą modelu jest dokładniejsza od prognoz GUS-u sporządzanych w latach siedemdziesiątych i mniej więcej równie dokładna jak prognozy GUS-u z początku lat osiemdziesiątych. Główną zaletą prognoz przy użyciu modelu Rogersa jest wykorzystanie wieloregionalnych tablic trwania życia. Do podstawowych wad modelu jako narzędzia prognostycznego należą założenie o stałości w czasie współczynników ruchu naturalnego i wędrownego



Ryc. 6. Średni roczny błąd prognozy GUS w latach 1979–1983 i projekcji przy użyciu modelu Rogersa w latach 1978–1983 dla ludności Polski ogółem

1 – projekcja według modelu, 2 – prognoza GUS-u, \* – średni błąd w % (×1000), \*\* – wiek

Mean annual error of the GUS forecast for the years 1979–1983 and of forecast based upon the Rogers model for the years 1978–1983 and for total population of Poland

1 – model-based projection, 2 – the GUS projection, \* – average error in % (×1000), \*\* – age

Ryc. 7. Średni roczny błąd prognozy GUS-u w latach 1979–1983 i projekcji przy użyciu modelu Rogersa w latach 1978–1983 dla wsi

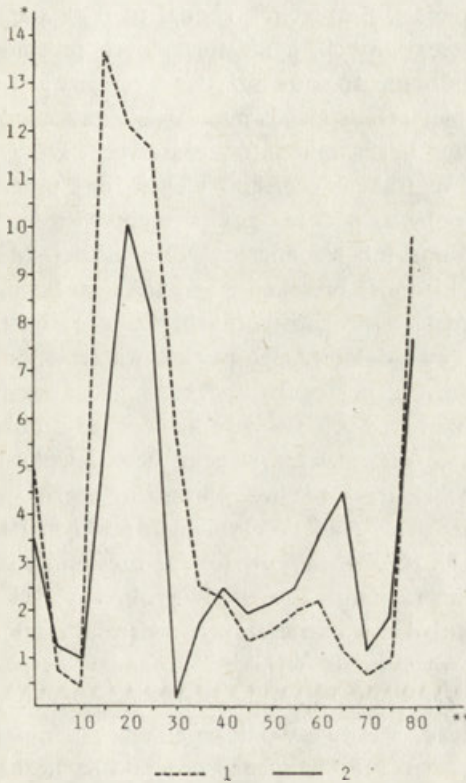
1 – projekcja według modelu, 2 – prognoza GUS-u, \* – średni błąd w % (×1000), \*\* – wiek

Mean annual error of the GUS forecast for the years 1979–1983 and of the forecast based upon the Rogers model for the years 1978–1983 for rural areas

1 – the model-based projection, 2 – the GUS projection, \* – average error in % (×1000), \*\* – age



ludności, założenie o homogeniczności populacji wewnątrz regionów oraz ignorowanie migracji zagranicznych. Prognozy GUS-u na ogół sporządzane są w dezagregacji na jednoroczne grupy wiekowe i w układzie wojewódzkim. Aczkolwiek projekcja w modelu Rogersa daje teoretycznie dowolne możliwości dezagregacji przestrzennej i według grup wieku, to jednak w praktyce nie było prób przeprowadzania badań przy użyciu tak silnie zatimizowanych zbiorów danych. Można przyjąć, że typowym układem jest podział na pięcioletnie grupy wiekowe i kilka lub kilkanaście regionów (Kupiszewski 1984c). Spowodowane to jest probabilistycznym charakterem



Ryc. 8. Średni roczny błąd prognozy GUS-u w latach 1979–1983 i projekcji przy użyciu modelu Rogersa w latach 1978–1983 dla miast

1 – projekcja według modelu, 2 – prognoza GUS-u, \* – średni błąd w % ( $\times 1000$ ), \*\* – wiek

Mean annual error of the GUS forecast for the years 1979–1983 and of the forecast based upon the Rogers model for the years 1978–1983 for urban areas

1 – the model-based projection, 2 – the GUS projection, \* – average error in % ( $\times 1000$ ), \*\* – age

modelu (Dziewoński, Korcelli 1981b). Z tego względu trudno jest uznać omawiany model za sprawdzone narzędzie prognostyczne, lecz z pewnością można powiedzieć, że dotychczasowe wyniki badań powinny stanowić zachętę do dalszego jego testowania.

Ocena, który sposób pomiaru migracji daje lepsze podstawy prognostyczne dla modelu, o ile przyjmiemy jako kryterium dobroci dokładność projekcji, jest klarowna: dokładniejsze wyniki uzyskano przy użyciu danych z rejestracji bieżącej. Wniosek ten prawdziwy jest tylko dla okresu pięcioletniego prognozy postdykcyjnej. Dla okresów dłuższych — kilkunasto- i kilkudziesięcioletnich — nie możemy na podstawie przeprowadzonych badań stwierdzić nic o dokładności prognozowania przy użyciu obu typów danych.

Wyniki empiryczne uzyskane w trakcie badań stoją do pewnego stopnia w sprzeczności z powszechnie przyjętymi zasadami metodologicznymi zbierania danych dotyczących mobilności ludności. Szczególnie chodzi tu o zasadę, mówiącą że należy zbierać informacje o rzeczywistych, a nie formalnych przemieszczeniach, czyli że powinniśmy wyżej cenić dane spisowe niż dane z rejestracji bieżącej.

Dane spisowe wierniej przedstawiają rzeczywiste przemieszczenie ludności, są jednak obciążone znaczną liczbą migrantów czasowych, którzy migrują na krótki, paromiesięczny okres. W trakcie projekcji ulegają oni procesowi „postarzania” w miejscu czasowego pobytu, podczas gdy w rzeczywistości wracają do miejsca swego stałego zamieszkania lub też migrują gdzie indziej. Ma to oczywiście niekorzystny wpływ na dokładność projekcji i ogranicza możliwość korzystania z danych spisowych w modelach prognostycznych. Dane z rejestracji bieżącej, choć niezupełnie poprawne z metodologicznego punktu widzenia, gdyż odnoszące się do statusu formalnoprawnego danej osoby, pozbawione są wady zawyżania liczby ludności w regionach napływowych i w wyniku tego dają dokładniejsze rezultaty.

Przedstawione badanie nie pozwala w pełni ocenić wpływu sposobu pomiaru ruchu wędrownego na oszacowanie liczby urodzin. Można jednak oczekiwać, że dla danych spisowych będziemy mieli do czynienia z pewnym zaburzeniem wyników. Wniosek ten opiera się na przesłance mówiącej, że część ludności zameldowanej na pobyt czasowy nie będzie przyjmowała wzorców prokreacyjnych regionu, do którego przybyła, lecz będzie odkładać w czasie decyzje związane z założeniem i powiększeniem rodziny. Przy porównywaniu wyników prognozy *ex post* z rzeczywistością efekt ten był trudny do zaobserwowania, gdyż różnica pomiędzy założonymi w modelu (a więc stałymi) a rzeczywistymi współczynnikami płodności była bardzo znaczna. Można oczekiwać, że różnica pomiędzy oczekiwaną liczbą urodzonych dzieci przy projekcjach dla różnych typów danych będzie rosła z upływem czasu. Różnica ta będzie narastała wraz z kolejnymi pokoleniami włączającymi się do reprodukcji populacji.

Kluczową kwestią, którą należy rozwiązać, jest taka modyfikacja pojęcia „zameldowany czasowo na pobyt ponad 2 miesiące”, aby obejmowało ono wyłącznie rzeczywistych migrantów czasowych. Osoby zameldowane czasowo na kilka, kilkanaście lub nawet dwadzieścia kilka lat (pominięto tu kwestię: jaka powinna być wartość graniczna) powinny mieć nadany status zameldowanego na stałe. Takie skonstruowanie klasy osób zameldowanych na pobyt czasowy ponad 2 miesiące pozwoliłoby na urealnienie statystyki przepływów międzyregionalnych.

Gorsze wyniki predykcji uzyskane za pomocą danych spisowych mogą mieć jeszcze dwie przyczyny: nieuwzględnianie w trakcie spisu niektórych migracji po-

wrotnych oraz błędy wynikające z zastosowania metody reprezentacyjnej. Drugi czynnik nie wydaje się jednak mieć w naszym przypadku decydującego znaczenia, gdyż można oczekiwać, że maksymalne błędy oszacowań nie będą dotyczyć grup wiekowych o dużej mobilności.

#### PODSTAWOWE USTALENIA

1. Projekcja dla okresu pięcioletniego, wykonana przy użyciu modelu Rogersa-Willekensa, daje dla ludności ogółem bardzo dobrą zgodność ze stanem rzeczywistym i to niezależnie od sposobu pomiaru migracji. Dla poszczególnych regionów dokładność jest mniejsza. Wyższe błędy notujemy dla projekcji używającej danych spisowych.

2. Struktura wieku ludności całej Polski odtworzona jest w trakcie projekcji z zadowalającą dokładnością. Największe błędy dotyczą skrajnych (pierwszej i ostatniej) grup wiekowych.

3. Dla dezagregacji na miasta i wieś porównano dokładność odwzorowania prognozowanej struktury wieku w regionach i stwierdzono, że jest ona znacznie niższa niż dokładność odwzorowania dla całego układu. Szczególnie duże błędy notowano w najmobilniejszych grupach wiekowych. Dane spisowe dają w rezultacie projekcji większe błędy niż dane z rejestracji bieżącej.

4. Efektem omawianych błędów jest zawyżenie liczby ludności w miastach przy jednoczesnym zaniżeniu liczby ludności na wsi. Sugeruje to, że błędy powstają bądź w wyniku niedokładności danych dotyczących migracji, bądź z powodu złego oszacowania prawdopodobieństw migracji. Możliwa jest również trzecia przyczyna — brak uwzględnienia migracji za granicę w trakcie obliczeń.

5. Wprowadzenie rzeczywistych przepływów pomiędzy miastami a wsią i nieuwzględnienie migracji zagranicznych prowadzi do nieznacznej poprawy dokładności.

6. Ze względu na pewną niespójność statystyki GUS-u wszystkie porównania mają jedynie orientacyjny charakter.

7. Prognozy uzyskiwane za pomocą modelu Rogersa dają dla okresu pięcioletniego znacznie wyższą dokładność niż prognozy GUS-u z lat siedemdziesiątych i porównywalną z najnowszą prognozą, co jest zachętą do prowadzenia dalszych badań nad modelem jako narzędziem prognostycznym.

## PODSUMOWANIE

W pracy tej rozważano zagadnienia związane z modelowaniem migracji oraz z danymi migracyjnymi używanymi do modelowania i prognozowania zmian rozmieszczenia, struktury i liczby ludności. Szczegółowe wnioski przedstawiono każdorazowo na zakończenie rozdziałów prezentujących materiał empiryczny (rozdziały: Analiza porównawcza ..., Model Rogersa ..., Prognozowanie zmian ...). W podsumowaniu pracy ograniczymy się więc jedynie do zrekapitulowania podstawowych i ogólnych wyników.

W modelach makroskalowych (a takie są przedmiotem niniejszej pracy we fragmentach poświęconych zagadnieniom modelowania, co jest spowodowane tym, że najlepiej nadają się do badania i prognozowania zmian przestrzennego rozmieszczenia ludności i zachodzących jednocześnie zmian strukturalnych), podstawowe dane pochodzą z masowych badań statystycznych, takich jak rejestracja bieżąca lub badania przeprowadzane w trakcie lub przy okazji narodowych spisów ludności. Pomimo dostępności danych z innych źródeł (rejstry ubezpieczeń społecznych, abonentów sieci energetycznej itd.), ich stosowalność ogranicza się na ogół do modeli mikroskalowych przy jednoczesnym silnym zawężeniu terytorialnym, np. w skali miasta, powiatu, czy województwa. Modele makroskalowe i badania wykonywane w skali kraju wymagają posługiwania się danymi przygotowywanymi przez wyspecjalizowane służby statystyczne. Badacz na ogół nie ma wpływu na sposób zbierania i przetwarzania danych, może jedynie oceniać ich jakość i dokładność. Nakłada to na niego obowiązek zapoznania się ze specyfiką przygotowania danego typu informacji, z zakresem pojęciowym użytych definicji i konsekwencjami ich przyjęcia. Badania dotyczące stosowalności poszczególnych typów danych do rozmaitych modeli są dość zaawansowane za granicą. W piśmiennictwie polskim zagadnieniem danych zajmowali się liczni demografowie. Jednakże prace te nie nawiązywały do problemów modelowania i prognozowania, koncentrowały się głównie na zagadnieniach prawnoadministracyjnych i formalnych. Zaniebane były przestrzenne aspekty uzyskiwanej informacji oraz problemy związane ze specyfiką poszczególnych typów danych. W niniejszej pracy, wychodząc od badań ogólnych przeprowadzonych głównie w Międzynarodowym Instytucie Stosowanej Analizy Systemowej (IIASA), autor dokonał próby użycia dostępnego w Polsce materiału statystycznego do modelowania i prognozowania stanu oraz struktury ludności za pomocą wieloregionalnego modelu Rogersa. Użyto danych z rejestracji bieżącej — dotyczących liczby migracji i danych ze spisu — dotyczących liczby

migrantów. Wartości numeryczne podawane przez GUS odnoszą się do różnych kategorii osób: dane o migrantach zbierane były przy użyciu kryterium stanu faktycznego, dane o migracjach — przy użyciu kryterium prawnoadministracyjnego. Z tego względu bezpośrednie porównanie wyników może być dokonane w ograniczonym zakresie. Pewne przesłanki teoretyczne wskazują, że korzystniejsze jest użycie w modelu danych dotyczących liczby migrantów. Jest ona naliczana zgodnie ze stanem rzeczywistym; ponadto w naturalny sposób maskuje wielokrotne przemieszczenia „chronicznych migrantów”. Jednakże zaliczenie do tej kategorii w praktyce polskiej osób zameldowanych na pobyt czasowy ponad dwa miesiące prowadzi do zawyżania liczby migrantów w najmobilniejszych grupach wiekowych, a w konsekwencji do deformacji struktury wieku ludności w regionach. Ponadto w trakcie NSP 1978 r. badanie ruchliwości ludności odbywało się za pomocą metody reprezentacyjnej, co prowadzi do błędów oszacowań wielkości strumieni migracyjnych tym większych, im mniejsza jest liczba migrantów. Nakłada to ograniczenia na możliwość użycia danych spisowych do celów prognostycznych, gdyż konieczność minimalizacji błędów oszacowania wymusza przyjmowanie takich podziałów przestrzennych, przy których mielibyśmy do czynienia z maksymalizacją przepływów. Użycie danych z rejestracji bieżącej dało dokładniejsze wyniki prognozy *ex post*, czego przyczyną można upatrywać głównie w pominięciu osób czasowo zameldowanych na pobyt ponad dwa miesiące. Trzeba jednak pamiętać, że pośród migrantów zameldowanych czasowo znajduje się dość znaczny odsetek tych, którzy są faktycznie stałymi mieszkańcami miejsca swego czasowego pobytu, a zameldowania na stałe nie uzyskują z powodu braku mieszkania, ograniczeń administracyjnych lub z wielu innych przyczyn. Powoduje to wprowadzenie do danych systematycznego błędu polegającego na zaniżeniu liczby ludności napływającej do wielkich i średnich miast. Bezpośrednim wnioskiem dla statystyki państwowej, wynikającym z rozważań przedstawionych w niniejszej pracy, jest konieczność modyfikacji pojęcia „zameldowany na pobyt czasowy powyżej dwóch miesięcy”.

Porównanie wzorców migracji uzyskiwanych przy różnych sposobach pomiaru ruchu wędrownego ludności wskazuje, że różnią się one istotnie, zwłaszcza w odniesieniu do intensywności przepływów i struktury wiekowej migrującej ludności. Nie stwierdzono różnic w odniesieniu do kierunków migracji, lecz wniosek ten dotyczy tylko wybranych do analizy w niniejszej pracy regionów badawczych. Jego potwierdzenie może dać dopiero porównanie macierzy przepływów międzywojewódzkich.

Ważnym zagadnieniem praktycznym jest to, jakich danych należy użyć do prognoz ludnościowych. Jak już powiedziano przy prognozie *ex post* wykonanej dla okresu 1978—1983 dokładniejsze wyniki uzyskano za pomocą danych z rejestracji bieżącej. Przy porównaniach tego typu trzeba jednak pamiętać, że dane dotyczące różnych faktów demograficznych są przez GUS zestawiane w odniesieniu do różnych kategorii ludności. Uzyskane wyniki mogą być traktowane jedynie jako pewne przybliżenie stanu rzeczywistego, i to nie tylko z tego powodu, że każda prognoza zakłada, iż respektowane będą pewne trajektorie rozwojowe zjawisk mających wpływ na wynik prognozy, lecz także dlatego, że system zbierania danych jest niespójny.

Ostatnią ważną kwestią jest dokładność uzyskanej prognozy w porównaniu z dokładnością prognoz uzyskanych przez GUS. Okazało się, co było pewnym zaskoczeniem dla autora, że prognozy uzyskane za pomocą modelu Rogersa są znacznie dokładniejsze, niż prognozy GUS-u z lat siedemdziesiątych i równie dokładnie jak najnowsza prognoza GUS-u. Świadczy to o wysokiej jakości modelu, pomimo licznych uproszczeń przyjętych przy jego konstrukcji. Kwestią otwartą dla dalszych badań jest stwierdzenie, czy model ten będzie równie dobrym narzędziem prognostycznym, gdy dane zdezagregowane będą w układzie wojewódzkim i w jednoroczne grupy wiekowe.

Przeprowadzone badania w pełni potwierdziły główną hipotezę niniejszej pracy, zgodnie z którą różne typy danych generują odmienne, przestrzenne rozkłady rozmieszczenia i struktury ludności.

Wydaje się, że dalsze badania dotyczące danych migracyjnych i zastosowania modelu Rogersa do generowania prognoz ludnościowych mogą zaowocować wynikami cennymi z punktu widzenia zarówno badań podstawowych, jak i praktyki prognostycznej oraz planistycznej. Wysiłki należy koncentrować:

- 1) na analizach zmierzających do oceny i modyfikacji statystyki GUS, w kierunku ujednoczenia i uściślenia zbieranych informacji;

- 2) na modyfikacjach modelu mających na celu zniesienie tych jego ograniczeń, które stoją w sprzeczności z posiadaną przez nas wiedzą empiryczną.

## LITERATURA

- Andersson Å. E., Holmberg I., 1980, *Migration and settlement: 3. Sweden*, RR-80-5, IIASA, Laxenburg.
- Andersson Å. E., Holmberg I., Schultz J., Snickars F., 1981, *Regional demographic development in Southwest Skane*, CP-81-33, IIASA, Laxenburg.
- Bies K., Tekse K., 1980, *Migration and settlement: 7. Hungary*, RR-80-34, IIASA, Laxenburg.
- Bolesławski L., 1972, *Koncepcja prognozowania migracji wewnętrznych w oparciu o model łańcuchów Markowa*, [w:] *Ludność*, GUS, Warszawa.
- Boughley A. S., Pick J. B., Schick G. N., 1972, *A migration model*, [w:] Dyke B., MacLuer J. W. (red.), *Computer simulation in human population studies*, Academic Press, New York.
- Campisi D., 1982, *Subregional population projection for Tuscany*, CP-82-49, IIASA, Laxenburg.
- Campisi D., LaBella A., Rabino G., 1982, *Migration and settlement: 17. Italy*, RR-82-33, IIASA, Laxenburg.
- Coleman J. S., 1972, *Flow models for occupational structure*, [w:] Brody A., Carter A. P. (red.), *Input-output techniques*, North-Holland, Amsterdam.
- Courgeau D., 1973, *Migrants et migrations*, *Population*, 28, s. 95–129.
- 1980, *Analyse quantitative des migrations humaines*, Masson, Paris.
- Czarkowska W., 1974, *Prognozy demograficzne (wybrane zagadnienia)*, Ossolineum, Wrocław.
- Drewe P., 1980, *Migration and settlement: 5. Netherlands*, RR-80-13, IIASA, Laxenburg.
- Dziewoński K., Korcelli P., 1981a, *Migration and settlement: 11. Poland*, RR-81-20, IIASA, Laxenburg.
- 1981b, *Migracje w Polsce: przemiany i polityka*, [w:] Dziewoński K., Korcelli P. (red.), *Studia nad migracjami i przemianami systemu osadniczego w Polsce*, Prace Geogr. IGiPZ PAN, 140, Wrocław.
- Eberhardt P., 1983, *Areas affected by depopulation in Poland 1950–1978*, [w:] *Proceedings of the 3rd Yugoslav-Polish Geographical Seminar*, Lubiana, Maribor.
- Fronczak A., 1984a, *Opis programu LICZ*, [w:] Kupiszewski M. (red.), *Wieloregionalna analiza demograficzna. Modelowe rozkłady migracji*, Biul. Inform., 47, IGiPZ PAN, Warszawa.
- 1984b, *Opis programu REGA*, [w:] Kupiszewski M. (red.), *Wieloregionalna analiza demograficzna. Modelowe rozkłady migracji*, Biul. Inform., 47, IGiPZ PAN, Warszawa.
- Ginsberg R. B., 1971, *Semi-Markov processes and mobility*, *J. Mathl. Sociol.*, 1, s. 233–262.
- 1972a, *Critique of probabilistic models: application of the semi-Markov model of migration*, *J. Mathl. Sociol.*, 2, s. 63–82.
- 1972b, *Incorporating casual structure and exogenous information with probabilistic models: with special reference to choice, gravity, migration and Markov chains*, *J. Mathl. Sociol.*, 2, s. 83–103.
- 1978, *Probability models of residence histories: analysis of times between moves*, [w:] Clark W. A. V., Moore E. G. (red.), *Population mobility and residential change*, *Stud. Geogr.*, 25, Northwestern Univ., Evanston.
- Holzer J. Z., 1971, *Model ludności ustabilizowanej*, *Monogr. Oprac. SGPiS*, 18, SGPiS, Warszawa.

- Jerczyński M., Gawryszewski A., 1983, *Aktualne trendy demograficzne a rozwój i przemiany miejskiego systemu osadniczego Polski*, Maszynopis w archiwum KPZK PAN, Warszawa.
- Jóźwiak J., 1983, *Agregacje w wieloregionalnym modelu ludności Rogersa*, *Studia Demogr.* 1/71, s. 101–112.
- 1985, *Matematyczne modele ludności*, Monogr. Oprac. SGPiS, 176, SGPiS, Warszawa.
- Jurek T., 1980, *O zastosowaniu procesów stochastycznych do budowy modelu reprodukcji ludności*, [w:] *Modele i prognozy demograficzne*, Prace Mat. ICiZ, 2, SGPiS, Warszawa.
- Kawashima T., Ohshika T., Ohhira S., Kimura F., 1982, *Long-range population projections for Japan by region and age: application of IIASA Model*, *Gaukushuin Econ. Pap.*, 18, s. 3–70.
- Keyfitz N., 1968, *Introduction to the mathematics of population*, Univ. of California Press, Berkeley.
- Kędelski M., 1981, *Wielostrumieniowe tablice trwania życia ludności w Polsce w przekroju miasta–wieś*, *Studia Demogr.*, 2/64, s. 45–64.
- 1985, *Perspektywy procesów urbanizacyjnych w Polsce w świetle wielostanowej projekcji demograficznej*, *Studia Demogr.*, 1/79, s. 59–82.
- Kitsul P., Philipov D., 1981, *The one-year/five-year migration problem*, [w:] Rogers A. (red.), *Advances in multiregional demography*, RR-81-6, IIASA, Laxenburg.
- Koch R., Gatzweiler H. P., 1980, *Migration and settlement: 9. Federal Republic of Germany*, RR-80-37, IIASA, Laxenburg.
- Kopeć D., 1982, *Zmiany w rozmieszczeniu i strukturze ludności zameldowanej na pobyt czasowy w latach 1970–1980*, *Wiad. Statyst.*, 27, 10, s. 1–5.
- Korcelli P., 1985, *Wieloregionalne projekcje ludności na podstawie modelu Rogersa*, Maszynopis w archiwum problemu węzłowego 11.5., SGPiS, Warszawa.
- 1986a, *Demographic evolution of urban regions: the case of Warsaw*. 6th Anglo-Polish Geographical Seminar, London.
- 1986b, *Growth rate fluctuations and alternative trajectories of future population change: the case of Warsaw Region*, Paper presented for the XXVI European Congress of the Regional Science Association, Kraków.
- Kosiński L. A., 1974, *Data and measures in migration research*, [w:] Kosiński L. A., Prothero R. M. (red.), *People on the move. Studies on internal migration*, Methuen, London.
- Książak J., 1984, *Zastosowanie wieloregionalnego modelu demograficznego Rogersa-Willekensa do celów planowania regionalnego*, [w:] Kupiszewski M. (red.), *Wieloregionalna analiza demograficzna. Modelowe rozkłady migracji*, *Biul. Inform.*, 47, IGiPZ PAN.
- Kühnl K., 1982, *Migration and settlement: 16. Czechoslovakia*, RR-82-32, IIASA, Laxenburg.
- Kupiszewski M. (red.), 1984a, *Wieloregionalne modele demograficzne. Modelowe rozkłady migracji*, *Biul. Inform.*, 47, IGiPZ PAN, Warszawa.
- 1984b, *Dokumentacja programów wieloregionalnego modelu Rogersa-Willekensa*, [w:] *Biul. Inform.*, 47, IGiPZ PAN, Warszawa.
- 1984c, *Uwagi metodologiczne dotyczące wieloregionalnego modelu Rogersa-Willekensa*, [w:] Kupiszewski M. (red.), *Wieloregionalne modele demograficzne. Modelowe rozkłady migracji*, *Biul. Inform.*, 47, IGiPZ PAN, Warszawa.
- 1986, *Dwa typy danych migracyjnych i ich zastosowanie w wieloregionalnych modelach demograficznych*, *Przeegl. Geogr.*, 58, 4, 735–764.
- 1988, *Dane o ruchu wędrownym ludności w wieloregionalnych modelach demograficznych*, Monogr. Oprac. SGPiS, SGPiS, Warszawa (w druku).
- Kuroda T., Nanjo Z., 1983, *Rogers' model on multiregional population analysis and its application to Japanese data*, NUPRI Res. Pap., Ser. 9, Population Research Institute, Nihon Univ., Tokyo.
- Land K. C., Rogers A., 1982, *Multidimensional mathematical demography*, Academic Press, New York.
- Latuch M., 1970, *Migracje wewnętrzne w Polsce na tle industrializacji (1950–1960)*, PWE, Warszawa.
- Ledent J., 1978, *Some methodological and empirical considerations in the construction of increment-decrement life tables*. RM-78-25, IIASA, Laxenburg.
- 1980a, *Multistate life tables: movement versus transition perspectives*, *Envir. Plann. A*, 12, s. 533–562.



- 1980b, *An improved methodology for constructing increment-decrement life tables from the transition perspective*. WP-80-104, IIASA, Laxenburg.
- 1980c, *The influence of the birthplace on geographic mobility in the US. II. Analysis of migration propensities*. WP-80-78, IIASA, Laxenburg.
- 1981, *Constructing multiregional life tables using place-of-birth-specific migration data*, IIASA Reports, 4, IIASA, Laxenburg, s. 5–40.
- Ledent J. (przy współpracy Courgeau D.), 1982, *Migration and settlement: 15. France*. RR-82-28, IIASA, Laxenburg.
- Ledent J., Rees P. H., 1980, *Choices in the construction of multiregional life tables*. WP-80-173, IIASA, Laxenburg.
- Leslie P. H., 1945, *On the use of matrices in certain population mathematics*, *Biometrika*, 33, s. 183–212.
- 1948, *Some further notes on the use of matrices in population mathematics*, *Biometrika*, 35, s. 213–245.
- Liaw K. L., 1978, *Dynamic properties of the 1966–1971 Canadian spatial population system*, *Envir. Plann. A*, 10, s. 389–398.
- Long L. H., Frey W., 1982, *Migration and settlement: 16. United States*. RR-79-3, IIASA, Laxenburg.
- Malicka A., 1984, *Opis programu MKO1*, [w:] Kupiszewski M. (red.), *Wieloregionalna analiza demograficzna. Modelowe rozkłady migracji*. Biul. Inform. 47, IGiPZ PAN, Warszawa.
- Maly Rocznik Statystyczny 1984*, GUS, Warszawa.
- Migracje ludności. Badanie metodą reprezentacyjną*, 1981, GUS, Warszawa.
- Mohs G., 1980, *Migration and settlement: 4. German Democratic Republic*. RR-80-6, IIASA, Laxenburg.
- Morrison P. A., 1971, *Chronic movers and the future redistribution of population: a longitudinal analysis*, *Demography*, 8, s. 171–184.
- Nanjo Z., Kawashima T., Kuroda T., 1982, *Migration and settlement: 13. Japan*. RR-82-5, IIASA, Laxenburg.
- Narodowy Spis Powszechny 7 grudnia 1978 r. Metodologia i organizacja*, 1978, *Bibl. Wiedz. Stat.* 28, GUS, Warszawa.
- Ostaszewska K., 1981, *Zastosowanie modeli matematycznych do przewidywania zmian rozmieszczenia ludności w Polsce*, Maszynopis pracy doktorskiej, IGiPZ PAN, Warszawa.
- Paradysz J., 1978, *Recenzja książki A. Rogersa (1975)*, *Studia Demogr.*, 51, s. 156–158.
- 1981, *Wielostanowa analiza demograficzna*, *Studia Demogr.*, 61, s. 75–89.
- Partida-Bush V., 1982, *Application of the multiregional demographic model to the case of Mexico*, *Demogr. Econ.*, 51, s. 449–481.
- Philipov D., 1981, *Migration and settlement: 12. Bulgaria*. RR-81-21, IIASA, Laxenburg.
- Philipov D., Rogers A., 1980, *Multistate population projection*. WP-80-57, IIASA, Laxenburg.
- Pomigracyjna prognoza ludności do 1975 r.*, 1972, *Prognozy Demogr.*, 6, GUS, Warszawa.
- Potrykowska A., 1984, *Modele rozkładu migracji według wieku*, [w:] Kupiszewski M. (red.), *Wieloregionalne modele demograficzne. Modelowe rozkłady migracji*, Biul. Inform., 47, IGiPZ PAN, Warszawa.
- Prognoza demograficzna na lata 1980–1985*, 1981, GUS, Warszawa.
- Prognoza ludności do roku 1990. Wersja biologiczna*, 1981, *Prognozy Demogr.*, 11, GUS, Warszawa.
- Prognoza ludności Polski 1973–1980 pomigracyjna, 1981–2000 biologiczna*, 1972, *Prognozy Demogr.*, 9, GUS, Warszawa.
- Prognoza stanu i struktury ludności 1971–2000*, 1971, *Prognozy Demogr.*, 5/1, GUS, Warszawa.
- Rees P. H., 1977, *The measurement of migration from census data and other sources*, *Envir. Plann. A*, 9, s. 247–272.
- 1979, *Migration and settlement: 1. United Kingdom*. RR-79-3, IIASA, Laxenburg.
- Rees P. H., Willekens F., 1981, *Data bases and accounting frameworks for IIASA's comparative migration and settlement study*. CP-81-39, IIASA, Laxenburg.
- Rikkinen K., 1979, *Migration and settlement: 2. Finland*. RR-79-9, IIASA, Laxenburg.

- Roczniki demograficzne: 1976, 1980–1984*, GUS, Warszawa.
- Rogers A., 1966a, *Matrix methods of population analysis*, J. Amer. Inst. Plann., 32, s. 40–44.
- 1966b, *The multiregional matrix growth operator and the stable interregional age structure*, Demography, 17, s. 537–544.
- 1968, *Matrix analysis of interregional population growth and distribution*, Univ. of California Press, Berkeley.
- 1971, *Matrix methods in urban and regional analysis*, Holden-Day, San Francisco.
- 1973, *The mathematics of multiregional demographic growth*, Envir. Plann., A, 5, s. 3–29.
- 1975, *Introduction to multiregional mathematical demography*, Wiley, New York.
- 1976, *Shrinking large-scale population-projection models by aggregation and decomposition*, Envir. Plann. A, 8, s. 515–541.
- 1985, *The migration component in multiregional modelling measurement, spatial dynamics, casual knowledge and forecasting*, IUSSP Seminar on Internal Migration and Regional Development, Montreal.
- Rogers A., Castro J., 1981, *Model migration schedules*. RR-81-30, IIASA, Laxenburg.
- Rogers A., Ledent J., 1976, *Increment-decrement life tables: a comment*, Demography, 13, s. 287–290.
- 1977, *Increment-decrement life tables: rejoinder*, Demography, 14, s. 593.
- Rogers A., Willekens F. (red.), 1986a, *Migration and settlement: a multiregional comparative study*, D. Reidel Publishing Company, Dordrecht.
- 1986b, *A short course on multiregional mathematical demography*, [w:] *Migration and settlement: a multiregional comparative study*, D. Reidel Publishing Company, Dordrecht.
- Rogers A., Williams P. W., 1982, *A framework for multistate demoeconomic modelling and projection with an illustrative application*. WP-82-69, IIASA, Laxenburg.
- Rosset E., 1975, *Demografia Polski*, PWN, Warszawa.
- Rykiel Z., Żurek A., 1981, *Migracje między miastami: systemy krajowe i regionalne*, [w:] Dziewoński K., Korcelli P. (red.), *Studia nad migracjami i przemianami systemu osadniczego w Polsce*, Prace Geogr. IGiPZ PAN, 140, Ossolineum, Wrocław.
- Sauberer M., 1981, *Migration and settlement: 10. Austria*. RR-81-16, IIASA, Laxenburg.
- Schoen R., 1975, *Constructing increment decrement life tables*, Demography, 12, s. 313–324.
- 1977, *Increment-decrement life tables: further reaction to Rogers' and Ledent's comment*, Demography, 14, s. 591–592.
- Schoen R., Nelson V. E., 1974, *Marriage, divorce and mortality: a life table analysis*, Demography, 11, s. 267–290.
- Secomski K., 1971, *Prognozyka*, Wiedza Powszechna, Warszawa.
- Smoliński Z., 1972, *O prawidłową metodologię prognoz demograficznych*, Wiad. Statyst., 17, 2, s. 1–4.
- Soboleva S., 1980, *Migration and settlement: 8. Soviet Union*. RR-80-36, IIASA, Laxenburg.
- Stan, ruch naturalny i wędrownicy ludności 1978*, Tablice wynikowe, 1979, GUS, Warszawa.
- Stone R., 1965, *A model of the educational system*, Minerva, 3, s. 172–186.
- Stoto M., 1983, *The accuracy of population projections*, Amer. Statist. Ass., 78, 381, s. 13–20.
- Stpiczyński T., 1971, *Wewnętrzny ruch wędrownicy ludności (kierunki i struktura)*, Studia Prace Statyst., 32, GUS, Warszawa.
- Termote M., 1980, *Migration and settlement: 6. Canada*, RR-80-29, IIASA, Laxenburg.
- Willekens F., 1977, *The recovery of the detailed migration patterns from aggregate data: an entropy maximizing approach*, [w:] Rogers A. (red.), *Advances in multiregional demography*. RR-86-6, IIASA, Laxenburg.
- 1979, *Computer program for increment-decrement multistate life table analysis: a user's manual to LIFEINDEC*, WP-79-102, IIASA, Laxenburg.
- Willekens F., Rogers A., 1978, *Spatial population analysis: methods and computer programs*, RR-78-18, IIASA, Laxenburg.
- Zasępa R., 1962, *Badania statystyczne metodą reprezentacyjną. Zarys teorii i praktyki*, PWN, Warszawa.

## MEASUREMENT OF MIGRATION IN THE MODELLING AND FORECASTING OF CHANGES IN THE DISTRIBUTION AND STRUCTURE OF POPULATION

### Summary

The fundamental goal of the work presented was the assessment of the consequences resulting from the introduction of various types of migration data into the models of changes of the spatial distribution of population. The statistical material subjected to analysis comes from two sources: from current registration carried out by the offices of Population Movements Control and Registry, and from the National Censuses, as e.g. of 1978. Data of the first type indicate the numbers of migrations, while data of the second type indicate the numbers of migrants. The research tool adopted was the model developed by A. Rogers, commonly regarded as the most mature device for modelling the spatial distribution of the population because of the consequent treatment of migratory flows, as expressed by multiregional life tables. Simultaneously this model allows a numerically separate consideration of the various data concerning population mobility (so called option 1 and option 3 in generating life tables). The hypothesis adopted states that the data types considered do generate specific spatial settings of population distribution and structures in the forecasts. The study was conducted for the bi-regional case, with the distinguishing of urban and rural areas.

The empirical part of the work is an attempt at conducting a comparative analysis of the results generated by the Rogers model, into which two types of migration data were introduced. Three aspects were considered in the analysis: (1) a comparison of the population mobility patterns as represented by raw data, (2) a comparison of the Rogers model results, and (3) an assessment of the forecasting utility of both data types.

It was concluded that various ways of measuring migration yield respectively quite differentiated characteristics of migrating population. The fundamental differences concern the intensities and magnitudes of flows as well as migrants' age and the age at which the migration occurred. These differences result from the fact that each type of migratory data refers to a different population category, namely: census data encompass the *de facto* migrants, while current registration data represent the *de iure* migrations.

An analysis of the results of projections was performed for the 5-year, 30-year and 60-year time horizons and additionally for a stable population. Each time projections were carried out separately for females and for the whole of the population. It should be stated that the importance of towns grows and that of rural areas decreases with time. These changes are more rapid and more pronounced for the census data. The further in time from the starting point of projections the greater the differentiation in the average age of the population in the two regions. A concentration of elderly people in towns ensues, paralleled by a general increase in the average age in the country — stronger with the census data than with current registration. The shares of youngest age groups in the total population numbers decreases, while those of the oldest ones increase. The speed of population increase, as measured by the growth ratio, has a decreasing tendency. The dynamics of changes depend upon the manner of migration measurement, so that census data yield a higher total population numbers in the region "towns" and a lower one in the region "countryside", especially for males, than do the current registration data.

An additional simulation of population development was performed with the assumption of a lack of migration. This allowed a numerical assessment of the consequences of population flow for the development of both regions. It was stated that migrations entail a general drop in natural increase, a growth in the average age of the total population with its simultaneous decrease in towns, and evident structural changes in the numbers of urban and rural populations.

It could be concluded that a 5-year projection for the 1978–1983 period, has given a very good fit to actual data on total population numbers, irrespective of the migration measurement method. This accuracy is, however, lower for particular regions. The age structure of the total Polish population in the course of this projection is reconstructed with satisfactory accuracy. The greatest errors concern the extremal age groups.

The degree of accuracy in the representation of the age structure projected in disaggregation into particular regions — urban and rural — was analysed and it was concluded that it was much lower than for the whole system. Particularly high errors occurred for the most mobile age groups. Projections using census data yielded higher errors than did the projections using current registration data. These errors led to an overestimation of population numbers in towns with a simultaneous underestimation of the population numbers in rural areas. This suggests that errors arose through one or more of the following causes: inaccuracy of migration data, incorrect estimation of migration probabilities or through the not taking into account of foreign migrations and changes in the rate of interval migrations during the 1978–1983 period. These hypotheses were verified by introducing real migratory flows instead of the theoretical ones into the most mobile age groups for which, simultaneously, the projection errors were the greatest. At the same time, net foreign migration balance was introduced into the calculations. The first of these two operations gave an improvement in the accuracy of projections in both regions, which could be anticipated in connection with the dramatic decrease of population mobility in the 1978–1983 period. The introduction of foreign migrations balance yielded a slightly improved accuracy with regard to urban areas, but a deterioration in the accuracy with regard to rural areas.

The last step in the analysis of the Rogers model as a forecasting instrument, was the comparison of the exactness of the forecasts obtained with this model and the forecasts put together at the Central Statistical Office of Poland (GUS). One of the conclusions was that the distribution of the mean annual error of forecast along the age groups is in all the cases quite similar to the distribution of migrations. Thus, the proposition often met within literature on the subject is corroborated to the effect that in the forecasting of population structure and spatial allocation it is much more difficult to assess the influence of migratory flows than that of the natural demographic processes. Comparison results do also indicate the fact that the forecasts prepared with the help of the Rogers model are significantly more precise than the GUS forecasts of the 1970s and are comparable with the latest forecast. This provides a prerequisite for conducting further studies on the application of the Rogers model in forecasting.

An assessment of the various migration patterns obtained with different methods of measurement of migratory movements indicates that these patterns differ significantly, especially with regard to the flows intensities and age structure of the migrating population. This differentiation can primarily be ascribed to the lack of consequence with which various demographical data sets are constructed within GUS, since data concerning levels, natural processes and numbers of migrations are constructed on the basis of a legal criterion, while the numbers of migrants are obtained from the numbers of people migrating *de facto*. Thus, the numbers of migrants and of migrations are calculated with reference to various population categories, and this fact must be taken into consideration when making any comparisons. The fundamental way to do away with this state of affairs is the modification of the category “temporarily registered”. Modifications in the definition of this category should go in the direction of separating real, several-month-long migrations from several-years- or even more than twenty-year-long migrations, which are also treated as temporary ones. This should allow a unified treatment of all demographic occurrences which take place within a given territory and simultaneously, this would produce an improvement in the precision of migration data and data concerning the natural movements of population.

Empirical results are to some extent contradictory with respect to the commonly adopted methodological principles of data acquisition on population mobility. This concerns, in particular, the principle stipulating that information on real and not on formal moves should be gathered, hence, that census data should be evaluated higher than current registration data.

Census data do, in fact, more correctly represent real movements of the population, they are, however, biased by significant number of temporary migrants, who translocate for brief, few month long, periods only. In the projections they are subject to ageing in their new residence locations, while in reality they do return to their permanent residence location or migrate elsewhere. This phenomenon has, of course, a disadvantageous influence on the quality of projections and limits the applicability of Polish census data in forecasting models. It is just because of this that more precise *ex post* forecasting results were obtained when using the current registration data.

Results obtained in the work herein reported constitute an encouraging factor for conducting further studies on the Rogers model conceived as a forecasting instrument. The key problem consists in the introduction into the models of a mechanism which makes it possible to do without the assumption of the stationarity of the population processes and in the introduction of variables characterizing other, non-demographic aspects of the population situation.

*Translated by Jan Owsinski*

**ИЗМЕРЕНИЕ МИГРАЦИИ  
в МОДЕЛИРОВАНИИ И ПРОГНОЗИРОВАНИИ  
ИЗМЕНЕНИЙ РАЗМЕЩЕНИЯ  
И СТРУКТУРЫ НАСЕЛЕНИЯ**

(Резюме)

Основной целью работы была оценка последствий введения в модели изменений территориального размещения населения разных типов данных о миграциях. Статистический материал, подлежащий анализу, происходил из двух источников: из текущей регистрации органами Учёта и контроля движения населения и из результатов Всепольской переписи 1978 года. Первый тип данных касался числа миграции, второй же числа мигрантов. В исследованиях применялась модель Роджерса, повсеместно признанная в литературе на эту тему самым надёжным инструментом пространственного моделирования размещения населения, обеспечивающим последовательный учёт миграционных потоков, выражением чего являются многорегиональные таблицы продолжительности жизни населения. Одновременно эта модель позволяет подвергать особой обработке разные — с численной точки зрения — данные о мобильности населения (так наз. опция 1 и опция 3 при создании таблиц продолжительности жизни населения). Была принята гипотеза, согласно которой рассматриваемые типы данных образуют в проекциях своеобразные пространственные схемы размещения и структуры населения. Исследование проводилось для двурегиональной системы: город — деревня.

Эмпирическая часть работы является попыткой провести сравнительный анализ результатов генерируемых моделью Роджерса, в которую введены два типа данных о миграциях. Анализ проводился в трёх аспектах: 1) сравнения образцов мобильности населения на основе исходных данных, 2) сравнения результатов действия модели Роджерса, 3) оценки пригодности обоих типов данных для прогнозирования.

Было констатировано, что разные способы измерения миграции приводят к весьма разным характеристикам меняющегося места пребывания населения. Основные различия касаются интенсивности и величины потоков, возраста мигрантов и возраста, в каком происходили миграции. Прежде всего это вызвано фактом, что каждый тип данных о миграциях касался другого типа населения: данные переписи охватили миграции, с остоявшиеся де-факто, данные же текущего учёта движения населения — миграции де-юре.

Анализ результатов проекции был проведён в 5-летнем, 30-летнем и 60-летнем временном разрезе и добавочно после стабилизации системы. Каждый раз проекция проводилась отдельно для женщин и отдельно для населения в целом. Было установлено, что с течением времени проекция растёт значение городов и уменьшается значение села. Эти изменения оказались более быстрыми и далее идущими для данных переписи. Чем больше удаленность от исходной точки проекции, тем больше дифференциация среднего возраста населения в регионах. Происходит концентрация старшего поколения в городах, наблюдается рост среднего возраста населения, причём для всей Польши он выше по данным переписи, чем по данным текущего учёта перемещении населения. В общем числе населения падает доля

самого молодого поколения и растёт доля населения в преклонном возрасте. Скорость прироста населения, измеряемая коэффициентом роста  $\lambda$ , показывает тенденцию к понижению. Динамика изменений зависит от способа измерения миграции: данные переписи дают большее, чем данные текущего учёта число населения в регионе „город” и низшее в регионе „село”, особенно для мужчин.

Добавочно была проведена имитация развития населения с предпосылкой отсутствия миграции. Это позволило оценить численные эффекты потоков населения для развития обоих регионов. Отмечено, что миграции вызывают пад естественного прироста населения, повышение среднего возраста населения в целом, и понижение его в городах, а также естественные структурные изменения в числе сельского и городского населения.

Установлено, что проекция для 5-летнего периода (1978—1983 гг.) даёт для населения в целом очень высокую степень совпадения с действительным состоянием, причём независимо от способа измерения миграции. Для каждого из регионов в отдельности эта точность меньше. Более крупные ошибки наблюдались в проекциях, которые использовали данные переписи. Структура возраста населения всей Польши воспроизводилась в ходе проекции с удовлетворительной точностью. Самые большие ошибки относились к крайним возрастным группам.

Для дезагрегации на город и село была проанализирована точность отображения прогнозируемой структуры возраста в обоих регионах. Было констатовано, что она значительно ниже, чем точность представления информации для системы в целом. Особенно крупные ошибки зафиксированы в самых мобильных возрастных группах населения. Проекция, опиравшаяся на данные переписи, давала ошибки более крупные, чем проекция, основанная на данных текущего учёта. В результате этих ошибок было завышено число населения в городах, при одновременном занижении числа сельского населения. Это наводит на мысль о том, что ошибки возникли или в результате неточности данных о миграции, или вследствие неправильной оценки вероятности миграции, или же из-за отсутствия учёта миграций за границу. Вышеприведённые гипотезы подверглись проверке: в возрастных группах, отличающихся наибольшей мобильностью, т. е. там, где были допущены самые крупные ошибки, вместо теоретических миграций были введены действительные величины потоков. Одновременно для расчётов были выведены салда заграничных миграций. Первая из этих операций привела к улучшению точности проекции в обоих регионах, что и предполагалось в связи с резким сокращением мобильности населения в период 1978—1983 гг. Введение остатков заграничных миграций привело к незначительному повышению точности для региона города и к её ухудшению в регионе села.

Последним этапом исследования модели Роджерса как инструмента прогнозирования было сравнение точности прогнозов, полученных с помощью этой модели, с точностью прогнозов, с оставленных Центральным статистическим управлением. Было отмечено, что распределение средней годовой ошибки прогноза во всех случаях в зависимости от возрастной группы имеет ход очень схожий с распределением интенсивности миграции. Это подтверждает появляющийся в литературе предмета тезис, что при прогнозировании распределения и структуры населения труднее оценить влияние перемещений временного характера, чем влияние природных переселений. Результаты сравнений свидетельствуют о том, что прогнозы, составленные с помощью модели Роджерса, значительно точнее прогнозов ЦСУ из 70-х годов и сравнимы с самым последним прогнозом, что указывает на целесообразность проведения дальнейших исследований использования модели Роджерса для целей прогнозирования.

Сравнение образцов миграции, полученных разными способами измерения временных перемещений, показывает, что эти образцы существенно отличаются друг от друга, особенно в отношении интенсивности потоков и возрастной структуры мигрирующего населения. Эти различия можно объяснить непоследовательностью, с какой ЦСУ составляет разные множества данных о населении. У основ строения множеств данных о числе населения, естественных перемещениях населения и числе миграции лежит правовой, формальный кри-

терий, в то время как число мигрантов относится к лицам, фактически променившим место жительства. Следовательно, число мигрантов и число миграций вычисляются для разных категории населения, что нельзя упускать из виду при любых сравнениях. Изменить такое положение вещей можно прежде всего путём модификации категории „прописан на определённое время, превышающее два месяца”. Изменения в определении этой категории населения должны идти в направлении разделения фактических несколькомесячных миграций от миграций несколько — или даже двадцатилетних, которые тоже относятся к временным миграциям. Это обеспечило бы единую трактовку всех демографических явлений, которые появляются на данной территории, и одновременно привело бы к повышению точности данных о миграциях и об естественном движении населения.

Эмпирические результаты, полученные в ходе исследований, в некоторой степени противоречат повсеместно принятым методологическим принципам сбора данных о мобильности населения. В первую очередь это относится к принципу, требующему сбора информации о фактических, а не о формальных перемещениях населения, следовательно, признания большей ценности данным переписей, чем данным текущего учёта.

Данные переписи точнее представляют действительные перемещения населения, однако они обременены значительным числом временных мигрантов, которые мигрировали на короткое, несколькомесячное время. В ходе проекции они подлежат процессу „остарения” в месте временного пребывания; на деле же они возвращаются в своё постоянное место жительства или мигрируют в другое место.

Это, естественно, отрицательно влияет на точность проекции и ограничивает возможности использования данных переписи в прогностических моделях. Поэтому более точные результаты прогнозов *ex post* были получены, когда использовались данные текущего учёта перемещений населения.

Результаты, полученные в настоящей работе, побуждают к проведению дальнейших исследований по модели Роджерса как инструменту прогнозирования. Ключевой проблемой является введение в модель механизма устраняющего предположение о стационарности демографических процессов и введение переменных, характеризующих другие, чем демографические, аспекты ситуации населения.

*Перевела Эльжбета Яворска*



Zakład Narodowy im. Ossolińskich — Wydawnictwo. Wrocław 1988.  
Nakład: 410 egz. Objętość: ark. wyd. 5,60, ark. druk. 5, ark. A<sub>1</sub>-7.  
Papier druk. sat. kl. III, 80 g, 70×100. Oddano do składania  
1987-05-20. Podpisano do druku 1988-04-06. Druk ukończono  
w kwietniu 1988. Wrocławska Drukarnia Naukowa. Zam. 322/87.  
K-4. Cena zł 90.—



WYDAWNICTWA IGiPZ PAN  
VARIA

**Bibliografia geografii polskiej 1982, 1986, s. 409, zł 600,—**

**Streszczenia prac habilitacyjnych i doktorskich 1984, 1985, 1986, s. 112, zł 250,—**

**Centralny katalog zbiorów kartograficznych w Polsce**

**Zeszyt 5. Wieloarkuszowe mapy topograficzne Polski 1576—1870,  
1984, cz. 1 s. 109, cz. 2 tab. 220, zł 3500,—**

**Katalog dawnych map Rzeczypospolitej Polskiej w kolekcji Emeryka Hutten-Czapskiego i w innych  
zbiorach. Oprac. W. Kret, 1978, s. 164, 37 map, zł 140,—**

WYKAZ ZESZYTÓW DOKUMENTACJI GEOGRAFICZNEJ  
za ostatnie lata

1985

- 1 T. LIJEWSKI — Układy komunikacyjne województw, s. 80, zł 70,—
- 2 I. CHUDZYŃSKA — Struktura przestrzenna handlu detalicznego w Warszawie, s. 74, zł 70,—
- 3 M. GÓRALCZYK, B. GÓRZ — Z badań nad strukturą i infrastrukturą rolnictwa, s. 100, zł 70,—
- 4 P. WERNER — Zmiany struktury przestrzennej przemysłu środków informatyki w Polsce w latach 1965—1980, s. 88, zł 70,—
- 5 A. WELC — Zmienność denudacji chemicznej w Karpatach fliszowych (na przykładzie zlewni potoku Bystrzanka), s. 99, zł 70,—
- 6 T. NIEDŹWIEDŹ, M. ORLICZ, J. ORLICZOWA — Wiatr w Karpatach polskich, s. 90, zł 70,—

1986

- 1 K. OSTASZEWSKA — Zastosowanie modeli matematycznych do przewidywania zmian rozmieszczenia ludności Polski, s. 74, zł 80,—
- 2 PRACA ZBIOROWA — Niektóre problemy metodologiczne hydrologii, s. 73, zł 80,—
- 3 PRACA ZBIOROWA — Wyniki badań bioklimatu Polski. Cz. I, s. 92, zł 80,—
- 4 PRACA ZBIOROWA — Współczesne problemy światowych procesów rozwoju, s. 96, zł 80,—
- 5 PRACA ZBIOROWA — Zbiornik Włocławski — niektóre problemy z geografii fizycznej, s. 107, zł 80,—
- 6 A. JELONEK — Ruch naturalny ludności w Polsce w latach 1948—1984, s. 72, zł 80,—

1987

- 1 A. WERWICKI — Geografia usług makroregionu funkcjonalnego Warszawy, s. 93, zł 90,—
- 2 K. PUCHALSKI — Atrakcyjność społeczno-gospodarcza jako czynnik rozwoju miasta (na przykładzie miast regionu Warszawy), s. 92, zł 90,—
- 3 PRACA ZBIOROWA — Lasy iglaste na obszarze Polski, s. 111, zł 90,—
- 4 S. ŻUREK — Złoża torfowe Polski na tle stref torfowych Europy, s. 84, zł 90,—
- 5 M. KUPISZEWSKI — Pomiar migracji w modelowaniu i prognozowaniu zmian rozmieszczenia i struktury ludności s. 78, zł 90,—
- 6 J. DĘBSKI — Założenia i realizacja planu przestrzennego zagospodarowania Polski w latach 1971—1985, s. 92, zł 90,—