

Mikołaj Szołtysek  
Halle/Saale, Niemcy

## Komputerowa mikrosymulacja sieci krewniczej a wzorce współmieszkania: rzecz o demograficznych uwarunkowaniach rodziny chłopskiej w okresie staropolskim\*

### Wprowadzenie

Badania nad historią rodziny, w tym nad strukturą gospodarstwa domowego i jego pochodnymi, mają tak w nauce zachodniej, jak i rodzimej, długą tradycję, ostatnimi laty doczekały się też serii obszernych podsumowań i retrospekcji<sup>1</sup>. W zgodzie z tradycją socjologiczną, w badaniach tych rodzinę, pojmowaną

---

\* Niniejszy tekst stanowi streszczenie wątków podjętych w: Mikołaj Szołtysek, *Rethinking East-central Europe: family systems and co-residence in the Polish-Lithuanian Commonwealth*, Bern 2015. Wcześniejse wersje tekstu zaprezentowano w Warszawie na posiedzeniu Zespołu Demografii Historycznej KND PAN w październiku 2014 oraz na konferencji „Seventh day of historical demography. Family and life chances”, na Uniwersytecie Wageningen (Holandia), w grudniu 2014. Znacznie skromniejsze wersje niniejszego artykułu ukazały się wcześniej jako Mikołaj Szołtysek, *Residence Patterns and Demographic Constraints: the Case of Historical Eastern Europe*, „Journal of Family History” (dalej: JFH) 40, 2015, no. 3, s. 323–350 oraz tenże, *De invloed van demografische parameters op familiestructuren in achttiende-eeuws Oost-Europa: Wat kunnen we leren door data van historische volkstellingen en uitkomsten van microsimulaties te vergelijken?*, w: *Familie en levenskansen in het verleden*, red. Paul Puschmann, Richard Paping, Koenraad Matthijs, Leuven 2015, s. 153–182.

<sup>1</sup> *Rodzina i gospodarstwo domowe na ziemiach polskich w XV–XX wieku. Struktury demograficzne, społeczne i gospodarcze*, red. Cezary Kukło, Warszawa 2008; *Rodzina, gospodarstwo domowe i pokrewieństwo na ziemiach polskich w perspektywie historycznej – ciągłość czy zmiana?*, red. Cezary Kukło, Warszawa 2012; Mikołaj Szołtysek, *Households and family systems in early modern Europe*, w: *The Oxford Handbook of Early Modern European History, 1350–1750*, Vol. I: *Peoples and Place*, red. Hamish Scott, Oxford 2015, s. 313–341.

zarówno jako komórka biologiczna, jak i wspólnota gospodarcza i rezydencjalna, traktowano nie jako zjawisko wyłącznie endogenne, lecz jako obszar manifestowania się szerokiej gamy wpływów i oddziaływań rozmaitej proveniencji<sup>2</sup>. Różnorodność form dawnej rodziny w obu zaznaczonych wyżej aspektach, zwłaszcza jednak w jej wymiarze rezydencjonalnym (a więc jako gospodarstwo domowe), tłumaczono na ogół złożonym splotem czynników środowiskowych, uwarunkowań społeczno-ekonomicznych, odmienną logiką mechanizmów dziedziczenia i międzypokoleniowej wymiany, tudzież oddziaływaniem ogólniejszych prawideł kierujących obowiązującym w danej społeczności „idiomem pokrewieństwa”<sup>3</sup>. Paradoksalnie, pomimo oczywistych, wydawałoby się, związków demografii historycznej z demografią, znacznie słabiej rozpoznane pozostają właśnie demograficzne uwarunkowania gospodarstwa domowego, tj. jego struktury, kompozycji oraz zmian, jakim ulegały w czasie i przestrzeni.

W niniejszej rozprawie chcielibyśmy pokazać, jak odmienne warunki demograficzne w okresie staropolskim kształtowały formy współmieszkania na ziemiach polsko-litewskich. W warstwie metodologicznej, *clou* naszego zamierzenia stanowi konfrontacja za pomocą specjalnie w tym celu wypracowanej metodologii nominatywnych spisów gospodarstw chłopskich z terenów Korony, Litwy i Ukrainy z końca XVIII wieku, z komputerową mikrosymulacją sieci krewniczej uwzględniającą regionalne odmienności demograficzne na badanych terenach. Celem jest ukazanie, jak powiązane oddziaływanie płodności, umieralności i długości trwania generacji w ich konfiguracjach regionalnych, determinując liczbę i kategorie krewnych występujących w populacji (a więc ogólniejsze modele pokrewieństwa)<sup>4</sup>, kształtowały dominujące wzorce współmieszkania na badanych terenach.

Opracowanie składa się z trzech części. W części pierwszej zaprezentowano przegląd metodologii traktujących o demograficznych uwarunkowaniach struktury rodziny rezydencjalnej i wzorców współmieszkania, przedstawiono też istotę eksperymentu mikrosymulacji demograficznej i wybrane przykłady

---

<sup>2</sup> Peter Laslett, *The Family as a Knot of Individual Interests*, w: *Households: Comparative and Historical Studies of the Domestic Group*, red. Robert Netting, Richard Wilk, Eric Arnould, Berkeley 1984, s. 353–379.

<sup>3</sup> Mikołaj Szoftysek, *Toward a conceptual framework for the variation in historical family and household systems across Eurasia*, „Przeszłość Demograficzna Polski” (dalej: PDP) 2014 (36), s. 55–86.

<sup>4</sup> Z perspektywy demograficznej, modele pokrewieństwa kształtowane są przez płodność (dla relacji rodzice–dzieci), łączenie się w pary i rozpad związków (dla małżonków i relacji rodzinnych) oraz umieralność (która determinuje, czy określony krewny jest obecnie ciągle żywy. Zob. Maciej Rodzewicz, *Metody mikrosymulacyjne w prognozowaniu demograficznym*, w: *Nowe metodologiczne propozycje analiz w naukach społecznych ze szczególnym uwzględnieniem demografii*, red. Ewa Soja, Aneta Ptak-Chmielewska, Alicja Siwek, Maciej Rodzewicz, Sekcja Analiz Demograficznych KND, Warszawa 2000, s. 75.

jego zastosowania w demografii historycznej. W dalszej kolejności omówiono podstawę źródłową oraz metodykę zastosowanego modelu mikrosymulacyjnego, z naciskiem na dobór parametrów zewnętrznych oraz testy spójności danych wyjściowych (walidację modelu). W części trzeciej zaprezentowano potencjał aplikacyjny wypracowanej metodologii do analizy wpływu czynników demograficznych na formy współmieszkania. Problem ten zilustrowano omawiając dwa aktualnie kluczowe dla historycznej demografii rodziny zagadnienia: proces opuszczania domu rodzinnego oraz współmieszkanie generacji<sup>5</sup>.

### **Demograficzne uwarunkowania struktury rodziny i wzorców współmieszkania: założenia**

Postulat, by w badaniach nad wzorcami współmieszkania w przeszłości uwzględniać wpływ czynników demograficznych na liczbę posiadanych krewnych, pojawił się w nauce pod koniec lat sześćdziesiątych ubiegłego stulecia. Wyrastał z przekonania, iż w warunkach wysokiej umieralności – charakterystycznej, jak słusznie przyjmowano, dla czasów poprzedzających transformację demograficzną – prawdopodobieństwo wystąpienia rodzin wielopokoleniowych musiało być niskie, nawet jeśli rodziny takie reprezentowały utrwalony kulturowo wzorzec. Założenie demograficznego determinizmu implikowało, iż dynamika demograficzna danej społeczności, a zasadniczo właściwe jej poziomy umieralności, intensywność reprodukcji oraz łączenia się w pary, mają charakter decydujący dla wielkości i struktury sieci krewniaczej jednostek na wszystkich etapach ich życia<sup>6</sup>. Zwracano uwagę, że *gros* zróżnicowania pod względem struktury rodziny (i gospodarstw domowych) jest w istocie efektem odmienności podstawowych warunków demograficznych. Natężenie i częstotliwość urodzeń, zgonów, a także małżeństw warunkuje w danej populacji pulę (liczbę i kategorie) krewnych dostępnych do współmieszkania. W szczególności umieralność, płodność, długości trwania generacji (średni odstęp czasu między kolejnymi generacjami)

---

<sup>5</sup> M. Szołtysek, *Households and family systems* [1].

<sup>6</sup> Marion J. Levy, *Aspects of the analysis of family structure*, w: *Aspects of the Analysis of Family Structure*, red. Ansley J. Coale i in., Princeton 1965, s. 1–63; Kenneth W. Wachter, Eugene A. Hammel, Peter Laslett, *Statistical Studies of Historical Social Structure*, New York 1978; Steven Ruggles, *Prolonged Connections: The Rise of the Extended Family in Nineteenth Century England and America*, Madison 1987; tenże, *Family Demography and Family History: Problems and Prospects*, „Historical Methods” (dalej: HM) 23, 1990, s. 22–30; tenże, *Confessions of a Microsimulator: Problems in Modeling the Demography of Kinship*, HM 26, 1993, s. 161–169; Susan De Vos, Alberto Palloni, *Formal Models and Methods for the Analysis of Kinship and Household Organization*, „Population Index” 55, 1989, no. 2, s. 174–198; Eugene A. Hammel, *Demographic Constraints on the Formation of Traditional Balkan Households*, „Dumbarton Oaks Papers” 44, 1990, s. 173–86. Zob. też M. Szołtysek, *Residence Patterns and Demographic Constraints* [\*].

oraz struktura wieku populacji, wszystkie wywierają znaczący wpływ na częstotliwość, z jaką gospodarstwa domowe mogą przyjmować złożone lub wielorodzinne struktury<sup>7</sup>. Ten właśnie podstawowy imperatyw demograficzny powodował, iż choć rodzina okresu przedtranzycyjnego mogła być relatywnie duża w skutek dominacji płodności rozrzutnej, to jednak jej wielkość związana była ze znaczną szerokością, nie zaś długością łańcucha żyjących generacji. Zważywszy, iż liczba posiadanych krewnych zależała od panującego w danej epoce historycznej reżimu demograficznego (tj. poziomu rozrodczości i umieralności), wzrost ich liczby osiągnięty mógł być tylko albo poprzez podniesienie się poziomu rozrodczości, albo poprzez obniżenie poziomu umieralności (zakładając, iż drugi czynnik jest stały)<sup>8</sup>. To zaś dokonało się w Europie na większą skalę dopiero w drugiej połowie dziewiętnastego stulecia<sup>9</sup>.

Z obserwacji tych wynikały trzy konstatacje kluczowe dla badań nad strukturą rodziny doby demograficznego ancien reżimu:

1. W populacjach z tego okresu demografia wyznaczała granice możliwego i niemożliwego, jeśli chodzi o gęstość sieci krewniaczej, determinując w znacznym stopniu zakres współmieszkania z różnymi kategoriami krewnych, a tym samym częstotliwość występowania rodzin złożonych oraz rozszerzonych. Nie sposób współmieszkać z jednym z rodziców, w wypadku, gdy oboje rodzice nie żyją; niemożliwym jest również współmieszkanie w podeszłym wieku z dwoma żonatymi synami, jeśli się takowych nigdy nie miało, bądź też gdy ci nie dożyli starości pokolenia swych rodziców. Trzydziestoletnie kobiety rzadko kiedy zamieszkują jedno gospodarstwo domowe z zamężnymi córkami, jednak nie z powodu jakiejś specjalnej awersji do tego typu kohabitacji, a po prostu dlatego, że rzadko która z kobiet w tym wieku posiada już zamężne córki. Inne konfiguracje tych podstawowych prawidłowości nasuwają się same.
2. Przewaga gospodarstw prostych (nuklearnych), względnie rezydencjonalnej samodzielności osób młodych, w stosunku do ich rodzin urodzenia w danej populacji nie musi oznaczać preferencji mieszkańców względem takich właśnie form współmieszkania. Tendencja ta może być skutkiem oddziaływania specyficznych czynników zewnętrznych, wśród których znaczenie pierwszorzędne mogą mieć niekorzystne z perspektywy

---

<sup>7</sup> K.W. Wachter, E.A. Hammel, P. Laslett, *Statistical Studies* [6]; S. Ruggles, *Prolonged Connections* [6]; E.A. Hammel, *Demographic Constraints* [6].

<sup>8</sup> Piotr Szukalski, *Wielkość i struktura rodziny a przejście demograficzne*, „Roczniki Socjologii Rodziny” (dalej: RSR) 16, 2005, s. 100.

<sup>9</sup> Mikołaj Szoltysek, *Dowody i refutacje: wczoraj i dziś w historyczno-demograficznych studiach nad transformacją postaw prokreacyjnych*, „Studia Demograficzne” 2006, nr 1 (149), s. 3–27.

budowy rodziny rozszerzonej warunki demograficzne, takie jak niska rozrodczość, wysoka umieralność czy późny wiek zawierania małżeństw<sup>10</sup>.

3. Wszystkie bez wyjątku analizy historyczne struktur rodziny czy pokrewieństwa powinny uwzględniać potencjalny wpływ warunków demograficznych na wielkość sieci krewniaczej. Przekonująca debata nad międzyokresowymi, międzykulturowymi czy międzyregionalnymi różnicami w formach rodziny musi najpierw rozstrzygać, czy ewentualne odmienności nie wynikają z panujących w danej epoce, społeczności czy kulturze różnic reżimów demograficznych<sup>11</sup>.

Przyjęcie tych aksjomatów niosło ze sobą istotną zmianę charakteru pytań badawczych. W miejsce tradycyjnych dociekań typu: „jaki odsetek gospodarstw wielokrotnie złożonych obserwujemy w danej populacji”, pojawiają się pytania o to: 1) jak te zauważalne w materiale empirycznym wielkości i proporcje mogły być warunkowane przez procesy demograficzne właściwe badanej społeczności, czy też 2) w jakim stopniu uchwycona w spisie charakterystyka gospodarstw domowych i wzorców współmieszkania jest produktem demograficznej historii lokalnej bądź regionalnej, a w jakim skutkiem jednostkowych czy kolektywnych wyborów i preferencji<sup>12</sup>. Jak ujął to Ruggles, „Kiedykolwiek jest to możliwe, strukturę rodziny należy badać (i mierzyć) z uwzględnieniem ‘skłonności’ [propensities] jednostek do współmieszkania w określonych konfiguracjach. ‘Skłonność’ jest w tym wypadku pojmowana jako stopień w jakim jednostki posiadające demograficzną możliwość współmieszkania z konkretnymi kategoriami krewnych w istocie z nimi współmieszkały”<sup>13</sup>.

<sup>10</sup> Zhongwei Zhao, *Computer microsimulation and historical study of social structure: A comparative review of SOCSIM and CAMSIM*, „Revista de Demografia Historica” 24, 2006, 2, s. 59–88.

<sup>11</sup> Zob. S. Ruggles, *Prolonged Connection* [6]; M. Szołtysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], rozdz. 5.

<sup>12</sup> Zob. S. De Vos i A. Palloni, *Formal Model* [6]; Miriam King, *All in the Family? The Incompatibility and Reconciliation of Family Demography and Family History*, HM 23, 1990, s. 35.

<sup>13</sup> S. Ruggles, *Prolonged Connections* [6], s. 86. Rzecz jasna, ustalenie dostępności krewnych nie jest jedyną metodą uwzględnienia wpływu warunków demograficznych na wzorce współmieszkania. Z przykładów innych możliwych rozwiązań, zob. Steven Ruggles, *Reconsidering the Northwest European Family System: Living Arrangements of the Aged in Comparative Historical Perspective*, „Population and Development Review” (dalej: PDR) 35, 2009, issue 2, s. 249–273; tenże, *Stem Families and Joint Families in Comparative Historical Perspective*, PDR 36, 2010, issue 3, s. 563–577. Zob. też M. King, *All in the Family?* [12]; Siegfried Gruber, Mikołaj Szołtysek, *Stem Families, Joint Families, and the European Pattern. What Kind of a Reconsideration Do We Need?*, JFH 37, 2012, no. 1, s. 105–125; Mikołaj Szołtysek, Siegfried Gruber, Sebastian Klüsener, Joshua R. Goldstein, *Spatial variation in household structure in 19th-century Germany*, „Population: English Edition” 69, 2014, no. 1, s. 55–80.

## Przegląd badań: od modeli analitycznych do mikrosymulacji jako „historii eksperymentalnej”

Pomimo swej atrakcyjności, postulaty te długo pozostawały poza głównym nurtem historyczno-demograficznych badań nad gospodarstwem domowym i wzorcami współmieszkania, i dziś zresztą nie należą do ogólnie akceptowanych. Większość dotychczasowych badań porównawczych nad formami rodziny nie uwzględnia nieobjaśnionej niejednorodności badanych obiektów pod względem demograficznym<sup>14</sup>.

Wyłączając zwykłą niewiedzę (wbrew pozorom, słabe przyswojenie podstawowych prawideł rzemiosła demograficznego pozostaje częstą cechą badań historyczno-demograficznych<sup>15</sup>), jedną z głównych barier była w tym wypadku trudność zrekonstruowania sieci krewniaczej dla populacji spisowych, z których uzyskiwano dane o strukturze gospodarstw i wzorcach współmieszkania. Choć materiały o charakterze spisowym tradycyjnie wykorzystywane do badania struktury rodziny zachowały się w znacznych ilościach dla większości obszarów dawnej Europy, a także Azji (w obu wypadkach, są zresztą nadal odkrywane trudem wielu badaczy)<sup>16</sup>, najczęściej jednak identyfikują one jedynie tych krewnych z otoczenia jednostki, którzy zamieszkiwali z nią pod jednym dachem, nie uwzględniając spokrewnionych i powinowatych niedzielących przestrzeni mieszkalnej w momencie spisu<sup>17</sup>. Nie uwzględniając rejestracji ruchu

---

<sup>14</sup> Zob. ostatnio *The Stem Family in Eurasian Perspective. Revisiting House Societies, 17th–20th centuries*, red. Antoinette Fauve-Chamoux, Emiko Ochiai, Bern 2009; także komentarz w Steven Ruggles, *The Future of Historical Family Demography*, „Annual Review of Sociology” 38, 2012, s. 423–441.

<sup>15</sup> Zob. np. opinię Jana Paradysza, *Współczesna demografia regionalna i kilka wniosków z niej wypływających dla innych badań w mikroskali*, PDP 26, 2005, s. 167–189.

<sup>16</sup> Mikołaj Szoltysek, Siegfried Gruber, *Mosaic: Recovering Surviving Census Records and Reconstructing the Familial History of Eurasia*, „The History of the Family” (dalej: HF) 21, 2016, issue 1, s. 38–60.

<sup>17</sup> W rosyjskich spisach rewizyjnych z terenu dzisiejszej Łotwy wykorzystywanych przez Plakansa każdy z członków danego gospodarstwa domowego określany był w terminach własnych relacji pokrewieństwa, nawet jeśli odnosiły się one do osób przebywających w innych gospodarstwach. W spisie z 1850 roku dla dominium Pinkenhof notowano nie tylko, kto z kim mieszka i w jakich relacjach pokrewieństwa pozostaje do współlokatorów, lecz także zapisywano wszystkich krewnych niemieszkających z członkami poszczególnych gospodarstw domowych; zob. szerzej Andrejs Plakans, Charles Wetherell, *The kinship domain in an Eastern European peasant community: Pinkenhof, 1833–1850*, „The American Historical Review” 93, 1988, issue 2, s. 361; omawiane też w Mikołaj Szoltysek, *Teoria rodziny w ujęciu Petera Lasletta i The Cambridge Group – ‘angielska tajna broń’, jej krytycy i jej ‘długie trwanie’*, PDP 24, 2003, s. 7–44. Pewnych możliwości identyfikacji krewnych spoza domeny mieszkalnej dostarczają też holenderskie i niektóre z belgijskich rejestrów ludnościowych (zob. Koen Matthijs, Sarah Moreels, *The Antwerp COR\*-database: A unique Flemish source for historical-demographic research*, HF 15, 2010, issue 1, s. 109–115). Generalnie, są to jednak przypadki zupełnie wyjątkowe.

naturalnego (a więc podstawowego strumienia zdarzeń demograficznych takich jak śluby, urodzenia i zgony), spisy te nie dają też na ogół żadnych możliwości powiązania uchwyconych w nich konfiguracji mieszkalnych z zachodzącymi w danej społeczności procesami demograficznymi<sup>18</sup>.

Rozwiązaniem tego problemu może być powiązanie materiałów spisowych z księgami metrykalnymi (a zasadniczo, opartej na nich rekonstrukcji rodzin), przy odpowiednio skonstruowanej bazie danych mogące pozwolić dla każdej jednostki ujętej w spisie ustalić dostępność przynajmniej najbliższych krewnych<sup>19</sup>. Ta niezwykle pracochłonna metoda, choć możliwa do zrealizowania przy niewielkich społeczności, przy większych populacjach praktycznie przekracza możliwości jednego badacza, a często jest po prostu niewykonalna<sup>20</sup>. Zazwyczaj bowiem, ogrom danych konieczny do przeprowadzenia tego rodzaju analizy nie da się wydobyć z zachowanego materiału nawet dla pojedynczych jednostek, nie mówiąc o całych społeczeństwach czy jego segmentach<sup>21</sup>. W takiej sytuacji,

<sup>18</sup> Tylko bardzo nieliczne ze znanych nam spisów pozwalają osiągnąć ten cel, jednak za cenę zmagania się z całą gamą innego rodzaju trudności, np. zachowane dla Szwecji rejestry ludnościowe o charakterze ciągłym łączące ujęcie spisowe z rejestracją ruchu naturalnego, w sposób bardzo nieprecyzyjny rekonstruuja wspólnoty rezydencjonalne (gospodarstwa domowe), podobnie zresztą jak niektóre z zachowanych spisów *status animarum* z dawnych ziem wschodnich Korony (jak np. *status animarum* z parafii Nowy Jaryczów, Grzymałów, czy Barysz przechowywane w zbiorach Archiwum i Biblioteki Kurii Arcybiskupiej w Lubaczowie). W tym kontekście warto zwrócić uwagę, iż niektóre z zachowanych spisów *Komisji Porządkowych Cywilno-Wojskowych* (zob. dalej) zawierają też nominatywne zestawienia ruchu naturalnego dla właściwego im roku spisowego, szczegółowość tych zapisów – a zatem możliwości ich powiązania z informacjami spisowymi, różni się jednak znacznie między spisami. Problem czeka na swojego badacza.

<sup>19</sup> Zob. Matteo Manfredini, Marco Breschi, *Coresident and Non-Coresident Kin in an Italian Rural Community*, „Annales de Démographie Historique” (dalej: ADH) 2005 n° 109, s. 157–172.

<sup>20</sup> W prowadzonych ongiś badaniach nad dawną rodziną górnośląską posługiwałem się rejestrami komunikujących o charakterze spisów gospodarstw zachowanymi dla piętnastu roczników z lat 1766–1803 (zob. Mikołaj Szołtysek, *Ludność parafii bujakowskiej w XVIII i XIX wieku. Między „unikalnym” systemem formowania się gospodarstw a swoistością pogranicza*, rozprawa doktorska, Instytut Historii UW, Wrocław 2003). Mając do czynienia ze stosunkowo niewielką populacją, dla której ponadto zachowały się trzy serie ksiąg metrykalnych, podjęto się zespolenia obu typów źródeł w jednej relacyjnej bazie danych, umożliwiając konfrontację danych spisowych z częściową rekonstrukcją rodzin. Kierowano się przy tym zasadniczo względami pragmatycznymi: z jednej strony, połączenie obu typów informacji miało charakter pomocniczy i służyło kontroli jakości spisów; z drugiej, odtworzenie kart wybranych rodzin pozwalało na pełniejsze uchwycenie dynamiki wymiany międzypokoleniowej oraz cykli rozwojowych konkretnych wspólnot mieszkalnych. Połączenie nominatywnej analizy porównawczej poszczególnych roczników spisów z informacjami pochodzącymi z ksiąg metrykalnych „znacznie poszerzyło katalog informacji, przybliżając kontekst zachodzących wydarzeń” (tamże, s. 268). Dziś, z perspektywy czasu, dostrzegamy, że istotny potencjał tej metody w zakresie badań nad strukturą rodziny w parafii bujakowskiej, pozostał niewykorzystany (zob. też Mikołaj Szołtysek, *Central European Household and Family Systems, and the „Hajnal-Mitterauer” Line: the Parish of Bujakow (18<sup>th</sup>–19<sup>th</sup> Centuries)*, HF 12, 2007, issue 1, s. 19–42.

<sup>21</sup> Zob. Peter Laslett, *Family, Kinship and Collectivity as Systems of Support in Preindustrial Europe: A Consideration of the „Nuclear-hardship” Hypothesis*, „Continuity and Change” (dalej:

jedyną szansą na wyraźny postęp w dociekaniach na temat demograficznych uwarunkowań form rodziny ze spisów przekrojowych stanowiło odwołanie się do metod pośrednich.

Pierwsze próby zmierzające w tym kierunku związane były z zastosowaniem prostych modeli analitycznych<sup>22</sup>, ujmujących relacje między wzorcami współmieszkania a specyfiką danego systemu demograficznego w formę równań matematycznych, najczęściej w bardzo dużym uproszczeniu. Jedną z propozycji tego typu, był zaproponowany przez T. Wrigleya model wpływu czynników demograficznych na częstotliwość występowania trzypokoleniowych gospodarstw domowych<sup>23</sup>. W celu obliczenia potencjalnej skali koegzystencji pokoleń w dawnym społeczeństwie angielskim, Wrigley oparł się na syntetycznej populacji małżeństw, których średni wiek wynosił 40 lat, i których żyjący rodzice mieli średnio 72 lata. Model Wrigleya zakładał ponadto uniwersalny wiek małżeński w wysokości 27 lat, kres kariery reprodukcyjnej rodzin wraz z osiągnięciem przez pary 32 lat (pary miały posiadać pomiędzy 1 a 9 dzieci), oraz oczekiwane trwanie życia przy urodzeniu w wysokości 32 i pół lat, a także kilka arbitralnych założeń co do preferencji rezydencjalnych starszej generacji. Posługując się wzorem dwumianowym, Wrigley oszacował, iż w populacji modelowej odsetek par zdolnych współmieszkać z owidowiałym rodzicem, względnie teściem lub teściową (a zatem, odsetek gospodarstw o strukturze rozszerzonej) wynosić mógł 29%<sup>24</sup>.

Recz jasna były to ustalenia co najmniej dyskusyjne<sup>25</sup>, ich aplikacyjność w demografii rodziny – poza oczywistą „surowością” parametrów i estymacji modelu – dodatkowo ograniczał fakt uwzględnienia jedynie możliwości wertykalnego rozszerzenia gospodarstw nuklearnych. Tym niemniej, pokazując za pomocą logicznego argumentu matematycznego, iż występowanie gospodarstw wielopokoleniowych miało w konkretnych warunkach demograficznych swoje mniej lub bardziej nieprzekraczalne granice, modele te przecierały drogę dla lepszego zrozumienia demograficznego imperatywu w badaniach nad strukturą rodziny.

Postępujący w latach 70. XX wieku postęp technologiczny w zakresie mocy obliczeniowych i oprogramowania oraz towarzyszące mu pionierskie dokonania

---

CCh) 3, 1988, issue 2, s. 161–162.

<sup>22</sup> W ujęciu chronologicznym, drogę wytyczały tu prace M. Levy'ego, A. Coale'a, D. Glassa, E.A. Wrigleya. Zob. omówienie w S. Ruggles, *Prolonged Connections* [6], rozdz. 4.

<sup>23</sup> Edward A. Wrigley, *Population in History*, London 1969; tenże, *Fertility Strategy for the Individual and the Group*, w: *Historical Studies of Changing Fertility*, red. Charles Tilly, Princeton 1978, s. 135–154. Wrigley z kolei oparł swoją propozycję na wcześniejszym, prostszym modelu Glassa.

<sup>24</sup> E.A. Wrigley, *Population in History* [23], s. 133–135.

<sup>25</sup> Zob. też Brian Bradley, Franklin Mendels, *Can the Hypothesis of a Nuclear Family Be Tested Empirically?*, „Population Studies” (dalej: PS) 32, 1978, s. 381–394.



w zakresie zmatematyzowania historii społecznej i gospodarczej<sup>26</sup>, stworzyły przesłanki do tego, by również dylematy historii rodziny próbować rozwiązać za pomocą modelowania matematycznego, w szczególności sięgając po mikrosymulacyjne modele demograficzne. Demograficzne modele mikrosymulacyjne stanowiły podklasę szerszej kategorii metod numerycznych służących do dokonywania eksperymentów na pewnych rodzajach modeli matematycznych, opisujących przy pomocy maszyny cyfrowej (komputera) zachowanie się złożonego systemu w ciągu pewnego okresu czasu, imitując (*simulatio*) jego działanie<sup>27</sup>. Zasadniczą właściwością mikrosymulacji, a jednocześnie kryterium odróżniającym je od makrosymulacji jest to, że jako metoda numeryczna służąca do prowadzenia eksperymentów bazuje ona na danych indywidualnych (lub o niskim poziomie agregacji), a istota eksperymentu mikrosymulacyjnego polega na zawiadywaniu, które z mikroobektów, w jakich okolicznościach i czasie, z jakim prawdopodobieństwem oraz w jaki sposób podlegają zmianie swojej charakterystyki<sup>28</sup>. Tradycyjnymi obiektami mikrosymulacji demograficznej są osoby lub gospodarstwa domowe, przy czym najważniejszym kryterium dywersyfikującym aktualizację bazy mikrodanych populacji startowej jest ich losowość; to znaczy uaktualnianie wektora cech dla każdej jednostki czy obiektu następuje poprzez zastosowanie powtarzanych eksperymentów losowych (metoda Monte Carlo) w oparciu o zadane parametry zewnętrzne, uśrednianych następnie dla populacji<sup>29</sup>.

Modele mikrosymulacyjne stosowane w badaniach demograficzno-histerycznych koncentrowały się przede wszystkim na analizie wpływu czynników demograficznych na strukturę pokrewieństwa i formowanie się gospodarstw domowych, choć inne użycia były możliwe i miały miejsce<sup>30</sup>. Tak zorientowany eksperyment mikrosymulacyjny umożliwiał symulację pokrewieństwa, koligacji i małżeństw pomiędzy osobami z populacji, a ostatecznie rekonstrukcję szczegółowej sieci krewniaczej jednostki w trakcie biegu życia (to jest rozkładu częstości krewnych żyjących i ich podstawowych charakterystyk na różnych etapach życia *osoby*), w zależności od różnych scenariuszy demograficznych. Niektóre modele pozwalały też na symulację procesu tworzenia przez krewnych bądź koligatów

---

<sup>26</sup> Jan Pomorski, *Paradygmat „New economic history”*. Studium z teorii rozwoju nauki historycznej, Lublin 1985.

<sup>27</sup> Małgorzata Łatuszyńska, *Metody symulacji komputerowej – próba klasyfikacji logicznej*, „Studia i Materiały Polskiego Stowarzyszenia Zarządzania Wiedzą” 2011 (41), s. 163–176.

<sup>28</sup> Agata Żółtaszek, *Modele mikrosymulacyjne. Teoria i zastosowania ekonomiczno-społeczne*, Łódź 2013, s. 21–24; M. Rodzewicz, *Metody mikrosymulacyjne* [4], s. 67–88.

<sup>29</sup> M. Rodzewicz, *Metody mikrosymulacyjne* [4], s. 70.

<sup>30</sup> We współczesnych badaniach demograficznych istnieje spora liczba modeli mikrosymulacyjnych; z klasycznej literatury, zob. *Family Demography: Methods and their Applications*, red. John Bongaarts, Thomas Burch, Kenneth W. Wachter, Oxford 1987; także S. Ruggles, *Confessions of a Microsimulator* [6].

gospodarstw domowych, posługując się specjalnie w tym celu wygenerowanymi modelowymi scenariuszami formowania się wspólnot mieszkalnych<sup>31</sup>.

Taki był właśnie mechanizm zastosowania przez zespół Petera Lasletta, Kennetha Wachtera, i Eugene'a Hammela modelu SOCSIM (*Social Simulation*), skonstruowanego na Uniwersytecie Berkeley w Kalifornii w latach siedemdziesiątych<sup>32</sup>. Zainteresowanie Lasletta mikrosymulacjami pokrewieństwa było podyktowane względami pragmatycznymi, chodziło bowiem o rozstrzygnięcie, czy zaobserwowane w angielskim materiale spisowym z czasów nowożytnych niskie wskaźniki złożoności rodzin (a w szczególności typów strukturalnych właściwych, tzw. *stem families*) były wyłącznie rezultatem niesprzyjających warunków demograficznych czy raczej szczególnym rysem behawioralnym ówczesnej populacji<sup>33</sup>. Poprzez symulację różnych scenariuszy formowania gospodarstw domowych w oparciu o odmienne parametry zewnętrzne z populacji historycznych (15 konfiguracji zmiennych demograficznych uwzględniało między innymi zróżnicowanie wartości oczekiwanego trwania życia, wieku małżeńskiego oraz różnicy wieku między nowożeńcami, rozkładu płodności małżeńskiej wedle wieku, oraz interwałów intergenetycznych)<sup>34</sup>, zespół Lasletta wykazał, iż we wszystkich wypadkach wyniki syntetyczne (oczekiwane) zawierały wyższe częstotliwości występowania rodzin złożonych niż te zaobserwowane w materiale empirycznym z 64 mikropopulacji angielskich sprzed 1822<sup>35</sup>. Zdaniem autorów eksperymentu, „demograficzne symulakrum” angielskich wsi pokazało, iż obserwowana w Anglii na przestrzeni stuleci dominacja rodziny prostej nie mogła być skutkiem ograniczającego działania czynników demograficznych, a raczej rezultatem specyficznej awersji ówczesnego społeczeństwa do tej formy współmieszkania<sup>36</sup>.

Inny, pouczający przykład zastosowania eksperymentu mikrosymulacyjnego w historycznej demografii rodziny stanowią badania Zhongwei Zhao nad długością

<sup>31</sup> Zob. np. Zhongwei Zhao, *Coresidential patterns in historical China: A simulation study*, PDR 26, 2000, s. 263–293.

<sup>32</sup> K.W. Wachter, E.A. Hammel, P. Laslett, *Statistical Studies* [6].

<sup>33</sup> P. Laslett, *The stem-family hypothesis and its privileged position*, w: K.W. Wachter, E.A. Hammel, P. Laslett, *Statistical studies* [6], s. 89–111. O innych, znacznie szerszych zastosowaniach modelu SOCSIM informuje między innymi Z. Zhao, *Computer microsimulation* [10].

<sup>34</sup> W sumie przeprowadzono 960 symulacji (64 replikacje dla każdego z 15 scenariuszy). Zob. K.W. Wachter, E.A. Hammel, P. Laslett, *Statistical Studie* [6], rozdz. 4.

<sup>35</sup> P. Laslett, K.W. Wachter, R. Laslett, *The English Evidence on Household Structure Compared with the Outcomes of Microsimulation*, w: K.W. Wachter, E.A. Hammel, P. Laslett, *Statistical Studies* [6], s. 65–87.

<sup>36</sup> Tamże; także K.W. Wachter, E.A. Hammel, *The Genesis of Experimental History*, w: *The World We Have Gained*, red. Lloyd Bonfield, Richard Smith, Keith Wrightson, Oxford 1986, s. 391.

łańcucha generacji w gospodarstwach domowych dawnych Chin<sup>37</sup>. Zhao wykorzystał model mikrosymulacyjny CAMSIM (zob. dalej), do którego wprowadził parametry demograficzne zbliżone do tych występujących w Chinach na przestrzeni ostatnich stuleci, a wszystko to celem weryfikacji poglądu o rzekomo pierwotnym i dominującym we wszystkich epokach historycznych modelu wielkiej, wielokrotnie złożonej chińskiej wspólnoty rezydencjalnej. Po wygenerowaniu za pomocą modelu CAMSIM syntetycznej populacji (oraz szczegółowych powiązań krewniaczych między jej członkami), populacja ta została pogrupowana w gospodarstwa domowe w oparciu o indywidualne scenariusze formowania gospodarstw domowych zbliżone do modelu *joint family*, i w tym wypadku uwzględniając losowy charakter zdarzeń. Zgodnie z oczekiwaniami, mikrosymulacja wykazała znaczący wpływ czynników demograficznych na możliwość powstawania gospodarstw wielopokoleniowych w przeszłości, a wielkości uzyskane z modelu potraktowano jako punkt wyjścia do krytyki ustaleń i sugestii innych badaczy. Zasadniczym efektem eksperymentu Zhao było wykazanie, że tradycyjny pogląd o dawnej rodzinie chińskiej jakoby składającej się z czterech współmieszkających generacji nie ma podstaw demograficznych: choć w istocie wzorzec taki stanowił trwały społeczny ideał, dla większości osób w ówczesnych realiach czynniki czysto demograficzne czyniły jego realizację iluzoryczną.

W obu omówionych przykładach<sup>38</sup> narzuca się konfrontacyjny, a poniekąd rewizjonistyczny charakter eksperymentu mikrosymulacyjnego: sięgnięcie po mikrosymulację pozwala wyjść poza ograniczenia tradycyjnych materiałów źródłowych, jednocześnie dostarczając narzędzi do pełniejszego zrozumienia rzeczywistości demograficznej, tylko fragmentarycznie uchwyconej w źródle. W pierwszym z omówionych wyżej przypadków dokonuje się to poprzez przeciwstawienie symulakrum rzeczywistości demograficznej materiałowi empirycznemu uchwyconemu w historycznych danych spisowych; w drugim, poprzez jego konfrontację z dominującym dyskursem naukowym. W obu wypadkach, autorów interesowały procesy demograficzne nie same w sobie, a raczej oddzielenie determinant demograficznych od nie-demograficznych źródeł zachowań rezydencjalnych (behawio-

---

<sup>37</sup>Z. Zhao, *Coresidential patterns* [31]; tenże, *Demographic Conditions and Multi-generation Households in Chinese History. Results from Genealogical Research and Microsimulation*, PS 48, 1994, s. 413–425.

<sup>38</sup>Z innych, ciekawych, zastosowań mikrosymulacji demograficznych w badaniach nad przeszłością, zob. James E. Smith, James Oeppen, *Estimating numbers of kin in historical England using demographic microsimulation*, w: *Old and New Methods in Historical Demography*, red. David S. Reher, Roger Schofield, Oxford 1993, s. 280–317; Daniel Devolder, *Effects of the European late marriage pattern on kinship: A study using a microsimulation model*, w: *When Dad died: individuals and families coping with family stress in past societies*, red. Renso Derosas, Michel Oris, Bern 2002, s. 325–350; David S. Reher, *Perspectives on the family in Spain, past and present*, New York 1997. Także S. Ruggles, *Confessions of a Microsimulator* [6], s. 161–169.

ralnych bądź społecznych). Poprzez ustalenie, w jakim stopniu konkretne wzorce współmieszkania możliwe w danych warunkach demograficznych (symulacja) faktycznie manifestowały się w danej rzeczywistości historycznej, eksperyment mikrosymulacyjny pozwalał rozstrzygnąć, w jakim stopniu wyjaśnień obserwowalnych konfiguracji wzorców współmieszkania szukać wyłącznie w sferze demografii, a w jakim poza nią – wśród czynników społecznych, ekonomicznych bądź kulturowych<sup>39</sup>, czy „mikroracjonalności reprodukcyjnej”<sup>40</sup>.

Doceniając korzyści takiego zastosowania eksperymentu mikrosymulacyjnego, pamiętać należy, iż mikrosymulacja „symuluje” rzeczywistość, lecz jej nie zastępuje<sup>41</sup>. Rola eksperymentu mikrosymulacyjnego w demografii historycznej nie polega na dostarczeniu badaczowi wartości numerycznych precyzyjnie odwzorowujących rzeczywistość badaną – symulacje z natury rzeczy upraszczają rzeczywistość, nie są bowiem w stanie uwzględnić całej złożoności zachodzących w niej oddziaływań. James Smith, twórca modelu CAMSIM, mówił o mikrosymulacjach demograficznych jak o „użytecznych fikcjach”, David Reher nazywał je „drogowskazami, a nie mapami”, zaś Ken Wachter określał ich wyniki mianem „historii eksperymentalnych”<sup>42</sup>. Wszyscy uczeni podkreślali rolę mikrosymulacji jako narzędzia dostarczającego mniej lub bardziej przybliżonego obrazu tego, jak elementy danego systemu demograficznego współgrają w procesie generowania sieci krewniaczej; obrazu, którym w dalszej kolejności – przy zachowaniu niezbędnej ostrożności – posłużyć się można albo jako kryterium oceny materiału empirycznego, albo jako narzędziem jego interpretacji<sup>43</sup>. Ostatnie trzy dekady wskazują na rosnące zainteresowanie tak właśnie pojmowaną mikrosymulacją demograficzną i jej zastosowaniami w badaniach nad rodziną w przeszłości, głównie jednak w naukach zachodnich<sup>44</sup>. Dopiero niedawno metoda ta znalazła

---

<sup>39</sup> Zob. M. King, *All in the Family?* [12], s. 35.

<sup>40</sup> Anna Giza-Poleszczuk, *Rodzina i system rodzinny*, w: *Wymiary życia społecznego. Polska na przełomie XX i XXI wieku*, red. Mirosława Marody, Warszawa 2002, s. 278–279.

<sup>41</sup> James E. Smith, *The computer simulation of kin sets and kin counts*, w: *Family Demography* [30], s. 249–250.

<sup>42</sup> J.E. Smith, *The computer simulation* [41], s. 250; D.S. Reher, *Perspectives* [38], s. 250; K.W. Wachter, E.A. Hammel, *The Genesis* [36]; podobnie Z. Zhao, *The demographic transition in Victorian England and changes in English kinship networks*, CCH 11, 1996, s. 253.

<sup>43</sup> Zob. sekcję poświęconą walidacji modelu.

<sup>44</sup> K.W. Wachter, E.A. Hammel, P. Laslett, *Statistical Studies* [6]; S. Ruggles, *Prolonged Connections* [6]; P. Laslett, *The Family as a Knot* [6]; P. Laslett, *Family, Kinship and Collectivity* [21]; D.S. Reher, *Perspectives* [38]; Richard Saller, *Patriarchy, Property and Death in the Roman Family*, Cambridge 1994; Z. Zhao, *Demographic Conditions, Microsimulation, and Family Support for the Elderly: Past, Present and Future in China*, w: *The Locus of Care: Families, Communities, and Institutions in History*, red. Peregrine Horden, Richard Smith, London 1998, s. 259–279; Z. Zhao, *Coresidential Patterns* [31]; E.A. Hammel, *Demographic Constraints* [6]; D. Devolder, *Effects* [38].

zastosowanie w opracowaniach struktury rodziny i pokrewieństwa na ziemiach Europy Środkowo-Wschodniej<sup>45</sup>.

Zastosowaniom mikrosymulacji od początku towarzyszył opór bardziej tradycyjnie nastawionych historyków, w tym również badaczy rodziny. Fitch, na przykład, przekonywała, iż historykom trudno zgodzić się, iż komputerowo wygenerowane dane – jak syntetycznie populacje tworzone przez mikrosymulacje – „mogą dostarczać bardziej wiarygodnych informacji o procesach historycznych niż «prawdziwy» dokument historyczny”<sup>46</sup>. Nie kwestionując ograniczeń mikrosymulacji demograficznych, zresztą dobrze rozpoznanych wśród analityków<sup>47</sup>, zauważmy, iż w tych wypadkach, gdzie ów „prawdziwy dokument historyczny” znajduje się poza zasięgiem badacza, mogą one spełnić nieocenioną rolę, stając się warunkiem postępu badawczego.

### Podstawa źródłowa oraz charakterystyka populacji empirycznej

Podstawę źródłową pracy stanowi skomputeryzowana baza danych zawierająca nominatywne spisy 26,652 gospodarstw chłopskich z terenów Korony, Litwy i Ukrainy z końca XVIII wieku (CEURFAMFORM Database). Zebrany materiał pochodzi z różnego rodzaju mikrospisów – głównie, choć nie tylko, Komisji Porządkowych Cywilno-Wojskowych oraz tak zwanych *Libri Status Animarum* z terenów Wielkopolski, Kujaw, Górnego i Dolnego Śląska, kilku powiatów województwa krakowskiego, ziemi chełmskiej, a także powiatów trembowelskiego i żytomierskiego na Ukrainie (49%). Dane z terenów litewskich – z powiatów wilejskiego, mińskiego, nieświeskiego, nowogrodzkiego, słuckiego, bobrujskiego, mozyrskiego i dawidgrodzkiego z terenów ówczesnej rosyjskiej Guberni Mińskiej, pochodzą z materiałów V rosyjskiego spisu rewizyjnego z 1795 roku (37%)<sup>48</sup>. W sumie uwzględniono 234 parafie, względnie majątki, z ponad 900 punktami osadniczymi, o łącznej populacji prawie 156 000 osób. Powstała na podstawie spisów baza danych zawiera wyłącznie dane o ludności chłopskiej i to wyłącznie tej zamieszkującej w gospodarstwach rodzinnych. Folwarki, domy czeladne, tzw. szpitale i dwory, wraz z ich mieszkańcami, zostały wyłączone z analizy<sup>49</sup>.

<sup>45</sup> M. Szołtysek, *Residence Patterns and Demographic Constraints* [\*].

<sup>46</sup> Nancy Fitch, *Review of "Statistical Studies of Historical Social Structure"*, HM 13, 1980, s. 128.

<sup>47</sup> Zob. dyskusja w S. Ruggles, *Confessions of a Microsimulator* [6].

<sup>48</sup> Pozostałe 14% stanowią spisy różnej proveniencji, choć z przewagą znanych z terenów niemieckojęzycznych *Seelen Register*. Wykorzystywany w tym artykule zbiór mikrospisów stanowi jak dotąd największą kolekcję spisów ludności wedle gospodarstw domowych dla tej części kontynentu.

<sup>49</sup> Zarówno wcześniejsze, jak i aktualna wersja omawianej tu bazy danych stały się już podstawą kilku opracowań analitycznych w literaturze zagranicznej i krajowej oraz obszernej monografii,

W efekcie łączenia danych parafialnych w większe jednostki terytorialne (regiony), tych zaś w zgrupowania wyższego rzędu posługując się katalogiem ośmiu zmiennych demograficznych<sup>50</sup>, ostatecznie uzyskano cztery główne klasy skupień na ziemiach polsko-litewskich wraz ze Śląskiem (skupienie zachodnie – WEST, oraz trzy skupienia wschodnie, umownie określone jako EAST 1, EAST 2 oraz EAST 3). Rozkład przestrzenny obiektów różnego rzędu zaprezentowano na rysunkach 1–3.

Cztery wyłonione klasy skupień reprezentują odrębne systemy organizacji rodziny, pokrewieństwa i gospodarstwa domowego na ziemiach polsko-litewskich (wraz ze Śląskiem), przynajmniej w XVIII wieku<sup>51</sup>. Regiony zachodnie (WEST) charakteryzowały się bardzo wysokim udziałem domostw o strukturze nuklearnej (blisko 80%) oraz umiarkowanie późnym wiekiem zawierania małżeństw (27,3 lat dla mężczyzn, and 22,5 dla kobiet), przy jednocześnie niemal całkowitym braku celibatu definitywnego. W regionach tych, obecności służby domowej i czeladzi w gospodarstwach chłopskich towarzyszył wysoki udział ludności komorniczej (w obu wypadkach, przeciętnie w co trzecim gospodarstwie). Mechanizm formowania gospodarstw był w przeważającej mierze neolokalny (nowo zakładana rodzina tworzyła zamieszkujące osobno gospodarstwo domowe), a występujące tu i ówdzie współmieszkanie krewnych miało z reguły charakter ograniczony, zarówno w wymiarze strukturalnym (ograniczenie do rozszerzenia wertykalnego poza rodzinę nuklearną), jak i czasowym.

Przesuwając się w kierunku wschodnim, na badanych terenach zachodziły trzy podstawowe, na ogół występujące łącznie, elementy zmiany: wzrost częstotliwości występowania rodzin z rozszerzeniem poza podstawowy *nucleus*, obniżanie

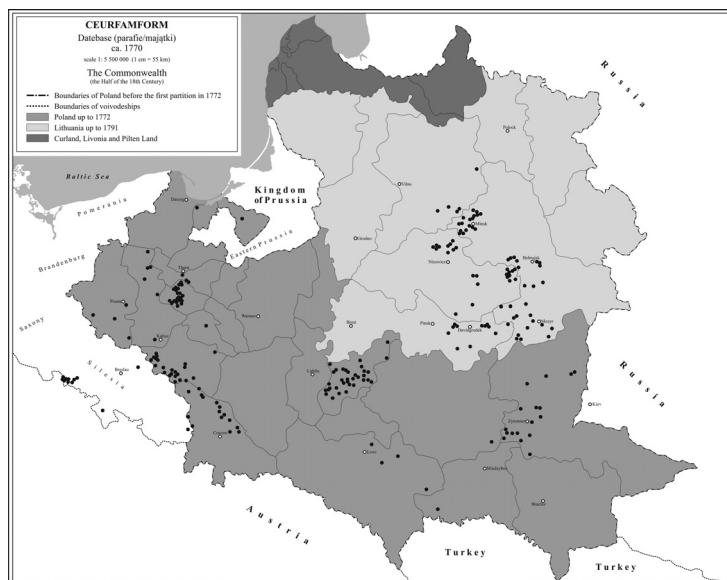
---

co pozwala w tym miejscu pominąć większość poruszonych w nich zagadnień źródłoznawczych, metodologicznych, a także charakterystyki społeczno-ekonomicznej badanych społeczności; zob. M. Szołtysek, *Rethinking East-central Europe* [\*]; tenże, *Three kinds of preindustrial household formation system in historical Eastern Europe: a challenge to spatial patterns of the European family*, HF 13, 2008, issue 3, s. 223–257; tenże, *Rethinking Eastern Europe: household formation patterns in the Polish-Lithuanian Commonwealth and European family system*, CCh 23, 2008, s. 389–427; tenże, *Life cycle service and family systems in the rural countryside: a lesson from historical east-central Europe*, ADH, 2009 n° 117, s. 53–94; tenże, *Struktura gospodarstwa domowego w Koronie i na Litwie a funkcje rodziny w końcu XVIII wieku: rozbieżności czy podobieństwo?*, w: *Rodzina, gospodarstwo domowe i pokrewieństwo na ziemiach polskich w perspektywie historycznej – ciągłość czy zmiana?*, red. Cezary Kukło, Warszawa 2012, s. 173–208. Zaznaczmy jedynie, iż wykorzystane spisy, choć stanowią pochodną działalności różnych organów administracyjnych, posługują się zasadniczo zbieżnymi kryteriami grupowania osób w większe jednostki (dymy, chałupy), tym samym nie nastroczają przeszkód w analizie porównawczej. Jak większość danych z doby „przedstatystycznej”, spisy te obarczone są różnego rodzaju brakami (zob. M. Szołtysek, *Niebezpieczeństwa eksploatacji przedstatystycznych spisów ludności, czyli o krytyce źródeł w demografii historycznej raz jeszcze*, referat wygłoszony na spotkaniu Sekcji Demografii Historycznej KND PAN, Warszawa 2011), te jednak na ogół nie przekreślają możliwości analizy wzorców współmieszkania.

<sup>50</sup> M. Szołtysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], Appendix 2.

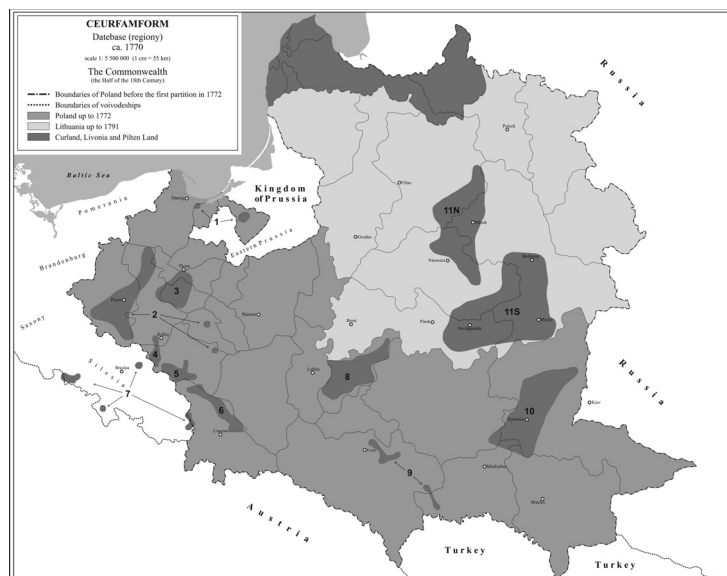
<sup>51</sup> M. Szołtysek, *Rethinking East-central Europe* [\*]; tenże, *Three kinds* [49].

Rysunek 1. Rozkład przestrzenny obiektów (parafie/majątki) w CEURFAMFORM Database



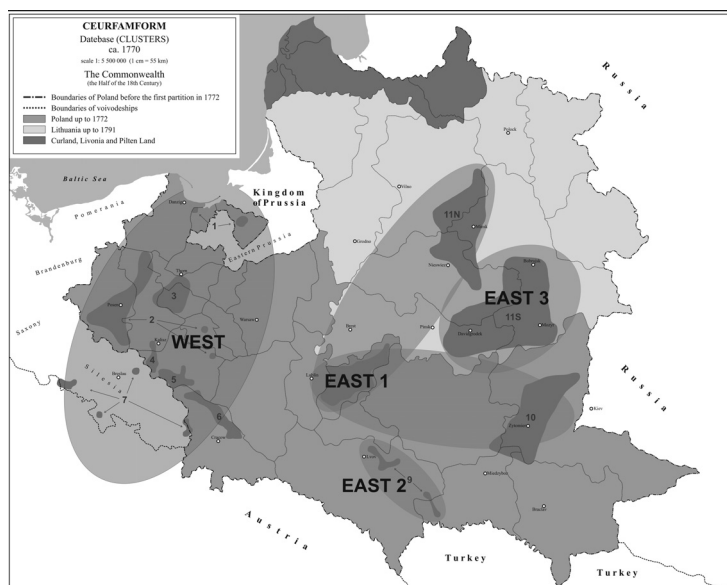
Opracowanie: J. Suproniuk, M. Szoltysek

Rysunek 2. Grupowanie regionalne obiektów (parafii/majątków) w CEURFAMFORM Database



Opracowanie: J. Suproniuk, M. Szoltysek

Rysunek 3. Grupowanie makroregionalne obiektów (parafii/majątków) w CEURFAMFORM Database



Opracowanie: J. Supruniuk, M. Szoltysek.

się wieku małżeńskiego oraz zanik kategorii niespokrewnionych domowników – czeladzi oraz komorników, w gospodarstwach rodzinnych. W skupieniu EAST 1 rodziny proste i złożone wykazywały niemal idealną równowagę pod względem proporcji liczbowych (odpowiednio: 50 i 47%), pary wstępowały na ślubny kobierzec o 3 do 4 lat wcześniej niż na zachodzie, mała też wyraźnie udział komorników i służby (choć ta ostatnia utrzymywała profil demograficzny zbliżony do zachodnich terenów Rzeczypospolitej). Tendencje te występowały z wyraźną większą intensywnością w poleskiej części Białorusi (EAST 3). Poleskie wspólnoty mieszkalne cechowały się już wyraźną dominacją gospodarstw rozszerzonych i złożonych (ponad 65% ogółu). Cechą wyróżniającą ten region była również specyfika wzorca współmieszkania krewnych, które w dużym stopniu realizowało się w ramach form *zadrużnych* (*joint-family*), a zatem poprzez gospodarowanie pod jednym dachem pożenionych braci oraz innych krewnych bocznych, czemu towarzyszył bardzo wczesny wiek zamężcia i ożenku (16,8 dla kobiet; 19,8 lat wśród mężczyzn). Obraz systemu rodzinnego na tych terenach dopełnia niemal całkowity brak służby domowej oraz innych niespokrewnionych współlokatorów. Skupienie EAST 2, choć pod wieloma względami typowo „wschodnie” (wysoki udział współmieszkających krewnych w całości populacji, niski wiek małżeński



i nikły udział służby), pod względem przewagi rodzin prostych przypominały tereny zachodnie<sup>52</sup>.

W celu kategoryzacji współmieszkania krewnych w ujętych w bazie danych gospodarstwach domowych, każdej jednostce w spisie przyporządkowano atrybut w postaci zmiennej diadycznej („żyje w gospodarstwie z...”). Zakodowana w formie zero-jedynkowej, zmienna ta oznacza dla każdej osoby wystąpienie (lub brak) dzielenia przestrzeni mieszkalnej z, odpowiednio, jednym ze współmałżonków, dziećmi, rodzeństwem czy dalszymi krewnymi i koligatami<sup>53</sup>. Analizowane łącznie – zwłaszcza w podziale na grupy wieku, zmienne te pozwalają uchwycić występowanie oraz wzajemne nakładanie się wielorakich typów relacji krewniaczych w życiu jednostki na różnych etapach jej życia, jednak tylko w ramach wspólnoty mieszkalnej. Takie ukształtowanie empirycznej bazy danych poszerzyło katalog możliwych pytań badawczych, pozwalając poza zwyczajową analizą struktury gospodarstw domowych ustalić, na przykład, odsetek małżeństw żyjących z rodzicami czy odsetek ludzi starych współmieszkających z dziećmi, w obu wypadkach z uwzględnieniem wieku oraz stanu cywilnego jednostek<sup>54</sup>. Stanowiło ono zarazem niezbędny zabieg metodologiczny w celu zestrojenia danych empirycznych z wynikami mikrosymulacji (zob. dalej).

## Model mikrosymulacyjny CAMSIM

### *Logika eksperymentu*

Podczas gdy dane empiryczne wykorzystane w badaniu pochodzą z opisanych wyżej spisów ludności wedle gospodarstw, dane oczekiwane zostały wygenerowane za pomocą mikrosymulacji komputerowej CAMSIM (*Cambridge Simulation*). CAMSIM jest jednym z trzech głównych modeli mikrosymulacyjnych stosowanych w demografii historycznej (obok SOCSIM oraz MOMSIM), a jego najszersze zastosowanie miało miejsce w brytyjskiej demografii historycznej, szczególnie wśród badaczy związanych z Cambridge Group for the History of

<sup>52</sup> Z powodu stosunkowo niewielkiej liczby tworzących go obiektów, region EAST 2 został wykluczony z dalszej analizy.

<sup>53</sup> Steven Ruggles, *Family interrelationships*, HM 28, 1995, s. 52–58; Matthew Sobek, Sheela Kennedy, *The Development of Family Interrelationship Variables for International Census Data*, Minneapolis, University of Minnesota Population Center Working Paper Series No. 2009–02, Minneapolis 2009, <http://www.pop.umn.edu/sites/www.pop.umn.edu/files/Working%20Paper%202009-02.pdf> (24.03.2014). W sumie zaproponowano 22 relacje (zob. M. Szołtysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], rozdz. 2).

<sup>54</sup> Takie kodowanie obiektów analizy pozwala wykroczyć poza ograniczenia zmiennych opartych wyłącznie na relacji osób do głowy gospodarstwa domowego tradycyjnie stosowanych w badaniach nad strukturami współmieszkania; zob. Steven Ruggles, Susan Brower, *The Measurement of Family and Household Composition in the United States, 1850–1999*, PDR 29, 2003, s. 73–101.

Population and Social Structure<sup>55</sup>. W oparciu o szczegółowo dobrane parametry demograficzne (zob. dalej), posługując się metodą eksperymentu losowego Monte Carlo (algorytmów zrandomizowanych) oraz modelem ludności ustabilizowanej, CAMSIM tworzy sieć krewniaczą dla hipotetycznej populacji 10 000 mężczyzn i tyluż kobiet w cyklu życia od urodzenia aż po 90 lat.

Populacja wstępna w CAMSIM generowana jest od początku, wychodząc od hipotetycznej jednostki (*ego*), której demograficzna historia jest „rekonstruowana” w pierwszej kolejności, i która pozostaje głównym ogniwem kręgu krewnych (*kin set*). Następnie, posługując się odrębnymi procedurami dla kobiet i mężczyzn oraz dwoma algorytmami obliczeń – postępującym oraz wstecznym – model generuje krewnych wstępnych i zstępnych osoby, wraz z ich własnymi historiami, zaś dobór liczby i typu krewnych każdorazowo określają w modelu parametry zewnętrzne. Po zakończeniu symulacji danego kręgu krewniaczego zostaje on zapisany w pamięci programu, a proces jest powtarzany dla każdej kolejnej osoby dającej początek nowemu kręgowi, aż do osiągnięcia pożądanej populacji wyjściowej. W każdym jednostkowym przypadku, aby umożliwić „starzenie się” populacji (jednostek), procedury modelu zostają zapętłone, a wszystkie zdarzenia (aktualizacja wartości i wariantów zmiennych, podejmowanie decyzji przez obiekty, agregacja wyników pośrednich itp.) następują w stałych interwałach comiesięcznych od urodzenia, aż po śmierć, a realizacje tych procesów następują stochastycznie, tj. w oparciu o określony rozkład prawdopodobieństwa poszczególnych wartości lub wariantów.

Na ostateczny rezultat symulacji wpływ mają dwie dalsze cechy CAMSIM. Po pierwsze, fakt, iż w symulacji małżeństwa CAMSIM działa jak model „otwarty”; to znaczy w każdym wypadku, gdy procedura symulacyjna wymusza zajście małżeństwa, współmałżonek nie jest dobierany na podstawie podobieństwa cech demograficznych z istniejącej populacji startowej, a „tworzony” jest *ex nihilo* i dodawany do populacji syntetycznej (rezultatem takiego działania systemu jest pominięcie wcześniejszej historii matrymonialnej oraz prokreacyjnej

---

<sup>55</sup> J.E. Smith, J. Oeppen, *Estimating numbers* [38]; P. Laslett, *The Family as a Knot*; tenże, *Family, Kinship and collectivity* [44]; D.S. Reher, *Perspectives* [38]; R. Saller, *Patriarchy, Property* [44]; Z. Zhao, *Demographic Conditions and Multi-generation Households* [37]; tenże, *Coresidential patterns* [31]. Szczegóły techniczne związane z projektowaniem oraz działaniem CAMSIM opisują J.E. Smith, *The computer simulation* [41], s. 249–266; J.E. Smith, J. Oeppen, *Estimating numbers* [38]; także Z. Zhao, *Computer microsimulation* [10]. Poza szerokim zastosowaniem modelu w badaniach demograficzno-historycznych, wybór CAMSIM jako podstawowego narzędzia do przeprowadzenia mikrosymulacji podyktowany był możliwościami bliskiej współpracy Autora niniejszego tekstu z jednym z designerów modelu, Jimem Oeppenem w ramach Max Planck Institute for Demographic Research w Rostocku. Wszystkie mikrosymulacje dla populacji polskoliteńskich zostały przeprowadzone przez J. Oeppena z MPIDR, we współpracy z Autorem.

współmałżonka)<sup>56</sup>. Ponieważ znaczna część małżeństw w populacji CEURFAM-FORM zawierano we względnie młodym, a niekiedy bardzo młodym wieku, ta właściwość modelu nie stanowi w naszym wypadku poważniejszego problemu z perspektywy jego ogólnej walidacji, choć stawia pewne ograniczenia jeśli chodzi o rekonstrukcję częstotliwości posiadania rodzeństwa przyrodniego<sup>57</sup>.

Po drugie, CAMIM modeluje populację wyjściową – a więc demograficzną historię *ego*, oraz jego/jej krewnych wstępnych i zstępnych, przy założeniu stabilności parametrów demograficznych w czasie. Innymi słowy, generowana przez CAMSIM zbiorowość jest populacja ustabilizowaną, a więc taką, w której cząstkowe współczynniki płodności i zgonów w dostatecznie długim czasie nie ulegają zmianie, przy założeniu braku migracji<sup>58</sup>.

W rezultacie tych procedur dla każdej osoby z populacji zrekonstruowany zostaje krąg krewniaczy, a w jego ramach historia życia każdej z osób kręgu. Ostateczny wynik modelu CAMSIM stanowi populacja wyjściowa będąca próbą losową niespokrewnionych osób z kohorty urodzeniowej w populacji ustabilizowanej<sup>59</sup>.

### ***Dobór parametrów***

Przebieg mikrosymulacji i jakość jej wyników determinowane są nie tylko własnościami modelu mikrosymulacyjnego, lecz w stopniu nie mniej istotnym poprzez dobór parametrów zewnętrznych<sup>60</sup>. To właśnie od trafnego doboru wejściowych parametrów demograficznych zależy realistyczność rezultatów eksperymentu. Przeprowadzenie mikrosymulacji metodą CAMSIM wymaga wprowadzenia do pamięci komputera zestawu zmiennych, do których zalicza się: informacje charakteryzujące porządek wymierania w danej populacji – a więc prawdopodobieństwo zgonu wedle wieku ( $q_x$ ), liczbę osób dożywających wieku  $x$  (z których to liczb następnie wyprowadza się wartość przeciętnego dalszego trwania życia noworodka –  $e_0$ ); wiek zawierania małżeństw oraz udział osób ostatecznie doświadczających małżeństwa; prawdopodobieństwo powtórnego ślubu, a także średni odstęp czasu między owdowieniem a powtórny małżeństwem (wszystkie dotychczasowe parametry z rozbićem na płeć); prawdopodobieństwo

<sup>56</sup> J.E. Smith, J. Oeppen, *Estimating numbers* [38], s. 285–286; zob. też Z. Zhao, *Computer microsimulation* [10], s. 68.

<sup>57</sup> Szczegółowo zagadnienie to omawia M. Szołtysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], rozdz. 5.

<sup>58</sup> Mieczysław Kędelski, Jan Paradysz, *Demografia*, Poznań 2006, s. 265–272; Jerzy Z. Holzer, *Demografia*, wyd. 6 zm., Warszawa 2003, s. 333.

<sup>59</sup> J.E. Smith, *The computer simulation* [41]; J.E. Smith, J. Oeppen, *Estimating numbers* [38].

<sup>60</sup> A. Żółtaszek, *Modele mikrosymulacyjne* [28], s. 24.

urodzenia następnego dziecka w zależności od liczby poprzednio urodzonych; długość interwałów między porodami<sup>61</sup>.

Już pobieżny przegląd powyższej listy przekonuje, że w zakresie zadanych parametrów CAMSIM stawia przed badaczem rodziny staropolskiej poważne wyzwania<sup>62</sup>. W naszym konkretnym wypadku, trudność ta była dodatkowo potęgowana koniecznością aproksymacji dawnych warunków demograficznych z uwzględnieniem ich zróżnicowania przestrzennego, w miarę możliwości odpowiadającego rozkładowi obiektów w głównych skupieniach źródłowej bazy danych (rysunek 3). Łatwo dostrzec, że wśród parametrów wejściowych, jedynie dane odnośnie do małżeńskości mają charakter endogeniczny, to znaczy da się je w całości wyprowadzić z materiału empirycznego zawartego w bazie danych. Wszystkie pozostałe stanowią musiały aproksymację wyników regionalnych uzyskanych inną drogą, tudzież opierać się na wnioskowaniu o tych warunkach na podstawie szacunków ze stosunkowo niewielkiej liczby zrekonstruowanych dotąd populacji lokalnych. Ostateczny dobór parametrów przeprowadzono w oparciu o możliwie najwzszechstronniejszy przegląd dorobku polskiej, ukraińskiej oraz białoruskiej demografii historycznej, oraz obliczenia własne<sup>63</sup>. Słabości w tym doborze ilustrują zasadniczy deficyt historycznej statystyki regionalnej w zakresie zachowań demograficznych dla okresu staropolskiego<sup>64</sup>.

W tabeli 1 zaprezentowano parametry wejściowe zastosowane do mikrosymulacji umieralności, płodności i małżeńskości na ziemiach polsko-litewskich w XVIII wieku w ujęciu regionalnym.

Charakterystyki składowe porządku wymierania pochodzą ze sporządzonych przez M. Kędelskiego tablic trwania życia dla ludności Wielkopolski dla lat 1856–1858<sup>65</sup>. Z braku bardziej szczegółowych danych w rozbiciu regionalnym, wartości Kędelskiego dla Wielkopolski musiano uznać za reprezentatywne dla całości obszaru dawnej Rzeczypospolitej w XVIII wieku, choć w sensie przestrzennym (jednak już nie chronologicznym) mogą one odpowiadać jedynie skupieniu WEST z naszej bazy danych, zresztą i w tym wypadku tylko części-

---

<sup>61</sup> J.E. Smith, J. Oeppen, *Estimating numbers* [38]; też M. Szoltysek, *Residence Patterns and Demographic Constraints* [\*].

<sup>62</sup> Mikołaj Szoltysek, *Komputerowa mikrosymulacja sieci krewniaczej a wzorce współmieszkania w okresie staropolskim*, referat wygłoszony na posiedzeniu Zespołu Demografii Historycznej KND PAN w październiku 2014.

<sup>63</sup> Dobór parametrów omawiam szczegółowo w M. Szoltysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], rozdział 5.

<sup>64</sup> M. Szoltysek, *Komputerowa mikrosymulacja* [62].

<sup>65</sup> Mieczysław Kędelski, *Umieralność i trwanie życia w Wielkopolsce w latach 1816–1875*, PDP 16, 1985, s. 137. Wcześniej tablic trwania życia z pracy Kędelskiego nie uwzględniono, gdyż – jak zauważył Kopczyński – cechuje je wyraźny niedobór rejestracji kobiet (Michał Kopczyński, *Studia nad rodziną chłopską w Koronie w XVII–XVIII wieku*, Warszawa 1998, s. 76).

Tabela 1. Parametry zewnętrzne modelu

| PARAMETR  |      | WEST    | EAST1 | EAST3   |
|---|------|---------|-------|---------|
| Oczekiwane dalsze trwanie życia noworodka   | K    |         | 30,12 |         |
|   | M    |         | 27,25 |         |
| Średni wiek małżeński (SMAM)  | K    | 22,5    | 19    | 17      |
|   | M    | 27,3    | 23,1  | 19,8    |
| Odsetek osób w celibacie definitywnym   | K    | 5,95    | 1,26  | 0,73    |
|   | M    | 2,93    | 1,96  | 0,83    |
| Małżeństwa powtórne<br>Średni odstęp między owdowieniem a powtórny małżeństwem (w miesiącach) | K    |         | 19,13 |         |
|   | M    |         | 6,88  |         |
| Prawdopodobieństwo powtórnego małżeństwa  | K    |         | 0,4   |         |
|   | M    |         | 0,7   |         |
| Maks./ min. wiek małżeński  | K    | 55 (19) |       | 55 (13) |
|   | M    | 70 (19) |       | 70 (14) |
| Prawdopodobieństwo urodzenia następnego dziecka w zależności od liczby poprzednio urodzonych  | 0-1  |         | 0,934 |         |
|   | 1-2  |         | 0,939 |         |
|   | 2-3  |         | 0,899 |         |
|   | 3-4  |         | 0,920 |         |
|   | 4-5  |         | 0,860 |         |
|   | 5-6  |         | 0,807 |         |
|   | 6-7  |         | 0,792 |         |
|   | 7-8  |         | 0,722 |         |
|   | 8-9  |         | 0,626 |         |
|   | 9-10 |         | 0,632 |         |
| Długość interwałów między porodami (progen. /intergent.)                                      | 0-1  | 22,1    |       | 32,6    |
|   | 1-2  | 31,5    |       | 35,7    |
|   | 2-3  | 33,5    |       | 35,6    |
|   | 3-4  | 33,8    |       | 35,1    |
|   | 4-5  | 34,6    |       | 36,2    |
|   | 5-6  | 34,1    |       | 33,3    |
|   | 6-7  | 33,1    |       | 34,9    |
|   | 7-8  | 33,2    |       | 34,8    |

wo. Sporządzone przez Piaseckiego tablice dla końca XVIII wieku, choć bliższe interesującemu nas okresowi, ostatecznie uznaliśmy za nieprzydatne, opierając się na opinii C. Kukło, który widział w nich materiał nie dość miarodajny, co więcej, ustępujący szacunkom Kędełskiego pod względem ryzyka błędu losowego<sup>66</sup>. Zupełnie już nieprzydatne były tablice trwania życia zbudowane przez Słomińskiego dla Królestwa Polskiego dla lat 1837–1841, nie rozróżniały bowiem kobiet i mężczyzn, były zresztą obiektem krytyki również z innych powodów<sup>67</sup>.

Dane Kędełskiego nastręczają dwóch oczywistych problemów metodologicznych: czasowego i przestrzennego. Po pierwsze, należałoby wiedzieć, w jakim stopniu szacunki te można datować wstecz, co z racji braku adekwatnych danych dla poprzedniego stulecia (i okresów wcześniejszych) jest zadaniem niewykonalnym. Jedyłą sugestią w tym względzie stanowi uwaga C. Kukli uznającego, iż parametry biometryczne z Wielkopolski z połowy XIX wieku można traktować jako prawdopodobne wartości maksymalne przeciętnego trwania życia noworodka sto lat wcześniej, choć sam badacz nie zaprezentował alternatywnego scenariusza porządku wymierania dla wcześniejszego okresu<sup>68</sup>. Po drugie, należałoby ustalić, w jakim stopniu dane z Wielkopolski można uznać za reprezentatywne dla innych obszarów dawnych ziem polsko-litewskich, zwłaszcza dla obszarów kresowych. Co prawda, Szulc zauważył utrzymywanie się jeszcze na przełomie XIX i XX wieku wyraźnych rozbieżności w indywidualnym potencjale życiowym ludności między zachodnimi a wschodnimi terenami dawnej Rzeczypospolitej (na niekorzyść Kresów), nie wiadomo jednak, czy podobne prawidłowości należałoby przenosić w wiek osiemnasty<sup>69</sup>. Dla Galicji z Bukowiną (gdzie znajdował się region 9 z naszej bazy danych) z lat 1870–1880, Vielrose przytaczał oczekiwaną średnią łączną wartość trwania życia ludzkiego przy urodzeniu w wysokości

---

<sup>66</sup> Edmund Piasecki, *Ludność parafii bejskiej (woj. kieleckie) w świetle ksiąg metrykalnych z XVIII–XX w. Studium demograficzne*, Warszawa 1990, s. 292–300; Cezary Kukło, *Demografia Rzeczypospolitej przedrozbiorowej*, Warszawa 2009, s. 416.

<sup>67</sup> Stefan Szulc, *Dawne tablice wymieralności Królestwa Polskiego i miasta Warszawy*, „Kwartalnik Statystyczny” 5, 1928, z. 2, s. 430–443; Piotr Szukalski, *Wdowieństwo w starszym wieku w Polsce*, „Gerontologia Polska” 14, 2006, nr 2, s. 63–70. *Nota bene*, pamiętając o głosach krytyki pod adresem tablic Słomińskiego, zwróćmy uwagę, że sugerowały one dane bardzo zbliżone do naszych (trwanie życia noworodka równe 29 lat i 1 miesiąc). Wedle niektórych szacunków ok. roku 1900 trwanie życia noworodka urodzonego na ziemiach polskich wynosiło 37 lat (zob. Piotr Szukalski, *Długookresowe przemiany umieralności a dostępność krewnych w okresie dzieciństwa i późnej starości*, „Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego. Seria A”, 2007 [152], s. 8).

<sup>68</sup> C. Kukło, *Demografia Rzeczypospolitej* [66], s. 417. Sam Kukło przytaczał zresztą dane z prowincji grodzieńskiej, gdzie w połowie XIX wieku przeciętna oczekiwana długość trwania życia przy urodzeniu wynosiła poniżej 27 lat.

<sup>69</sup> Stefan Szulc, *Ruch naturalny w Polsce w latach 1895–1935*, „Statystyka Polski. Seria C” 41, 1936, s. 1–132.

27,8 lat, a zatem nieznacznie niższą niż u Kędelskiego<sup>70</sup>. Z kolei niedawno opublikowane dane z Hetmańszczyzny na Ukrainie Lewobrzeżnej z lat 1733–1785 (dane z trzech wsi, na wschód od regionu 10 w naszej bazie danych), przyniosły parametry względnie zbliżone do tych z Wielkopolski<sup>71</sup>. Ostatecznie wydaje się, że dla celów estymacji modelu mikrosymulacyjnego uznać można, że istnieją przesłanki do opowiedzenia się za rzutowaniem danych z Wielkopolski połowy XIX wieku na stulecie poprzednie, oraz uznania, że stanowią one dopuszczalną aproksymację regionalnego zróżnicowania umieralności w reprezentowanych w naszej bazie danych regionach<sup>72</sup>.

W modelowaniu małżeńskości postępowano następująco. W pierwszej kolejności, dla każdej z osób w populacji syntetycznej przy urodzeniu określano prawdopodobieństwo celibatu definitywnego, względnie zamęścia. Następnie, dla każdej z osób drugiej kategorii, szacowano i przewidywano miary umiejscowienia w czasie i powszechności występowania małżeństwa posługując się modelem Coale-McNeila dla kohort męskich i żeńskich dopasowanych do danych rzeczywistych z bazy CEURFAMFORM<sup>73</sup>. Dwa parametry niezbędne do modelowania małżeństw powtórnych – prawdopodobieństwo powtórnego zamęścia, a także średni odstęp czasu między owdowieniem a powtórnym małżeństwem (z rozbiciem na płeć) – wzięto z rekonstrukcji rodzin dokonanej przez Piaseckiego dla parafii Bejsce w Polsce środkowej – jedyne opracowania, w którym przedstawione one zostały w sposób dostatecznie szczegółowy<sup>74</sup>. Parafia Bejsce leży w pobliżu regionu 6 w naszej bazie danych, a wyniki z niej uzyskane wskazują podobieństwo do fragmentarycznych informacji uzyskanych dla innych regionów Rzeczypospolitej<sup>75</sup>.

<sup>70</sup> Egon Vielrose, *Przyczynek do demografii Galicji i Bukowiny w drugiej ćwierci wieku XIX*, „Przegląd Statystyczny” 8, 1961, z. 2, s. 146.

<sup>71</sup> Olena J. Zamura, *Smertnist' sil's'kogo naselelnya Pereyaslavs'ko-Borispil's'koi eparkhii v seredini XVIII st. (na prikladni sil Barishivs'koi, Basans'koi ta Borispil's'koi protopopii)*, niepublikowana rozprawa doktorska, Uniwersytet Połtawski, Połtawa 2013. Średnie oczekiwane trwanie życia przy urodzeniu równe 28 lat dla mężczyzn i 32 lata dla kobiet (tamże, s. 108–111). Niestety, z powodu zaawansowania prac nad mikrosymulacjami w momencie zapoznania się z badaniami z Ukrainy, dane Zamury nie mogły zostać włączone do modelu.

<sup>72</sup> W przeciwieństwie do płodności, umieralność znacznie mniej poddaje się wpływom czynników wolicjonalnych, co może dodatkowo przemawiać za jej bardziej utrwalonymi i ujednoczonymi strukturami w perspektywie regionalnej w dłuższych okresach czasu.

<sup>73</sup> Model Coale-McNeila jest standardowym modelem pierwszych małżeństw stosowanym w demografii, opisującym wzorec zawierania pierwszych małżeństw wedle wieku. Postać modelu omawia szczegółowo Ewa Frątczak, *Modelowanie cyklu życia jednostki i rodziny: teoria i praktyka*, Warszawa 1999, s. 85.

<sup>74</sup> E. Piasecki, *Ludność* [66], s. 157–158.

<sup>75</sup> Zob. M. Koczyński, *Studia* [65], s. 138; również Cezary Kukło, Małgorzata Kamecka, *Marriage Strategies in Poland: Social and Spatial Differences (16th–18th Centuries)*, „Historical Social Research” 28, 2003, no. 3, s. 40.

Szacowanie trzeciego z parametrów dla małżeństw powtórnych (maksymalny i minimalny wiek przy ich zawarciu) przeprowadzono bardziej złożoną metodą: najpierw, wykorzystując dane o rozkładzie małżeństw powtórnych wedle wieku i płci dla Bejse (lata 1751–1800) oraz osiemnastowiecznej parafii Bujakowskiej na Górnym Śląsku<sup>76</sup>, określono dolną i górną granicę wieku wstępowania w związku powtórne dla terenów zachodnich (19 i 70 lat, oraz 19 i 55 lat; dane odpowiednio dla mężczyzn i kobiet). Następnie, w oparciu o rozkłady różnic wieku między małżonkami obliczone z danych empirycznych w bazie CEURFAMFORM, wartości te skorygowano nieznacznie dla populacji kobiet z obu skupień wschodnich (traktowanych łącznie).

Podobnej ekstrapolacji jak w wypadku porządku wymierania, musiano dokonać dla współczynników powiększenia się potomstwa (WPP), określających prawdopodobieństwo urodzenia następnego dziecka w zależności o liczby poprzednio urodzonych (ang. *Parity Progression Ratios*)<sup>77</sup>. I w tym wypadku, obliczenia Piaseckiego stanowią jedyne dostępne szacunki z terenów polsko-litewskich sprzed końca 19 wieku<sup>78</sup>.

Długość interwałów między porodami (proto- i intergenetycznych) oszacowano dla dwóch głównych skupień terytorialnych w bazie danych: populacji zachodniej (skupienie WEST), oraz dwóch skupień wschodnich potraktowanych łącznie. W pierwszym wypadku postępowano wyciągając średnią ważoną z rozkładów obliczonych w pięciu dostępnych rekonstrukcjach rodzin obejmujących XVIII wiek, głównie z terenów Polski południowej i Górnego Śląska<sup>79</sup>. Podobną metodą posłużono się dla terenów wschodnich, jednak w tym wypadku estymacja musiała oprzeć na skromniejszym zestawie informacji: część z nich pochodziła

<sup>76</sup> Zob. E. Piasecki, *Ludność*, [66], s. 144–145; M. Szołtysek, *Ludność parafii* [20].

<sup>77</sup> Zob. obszerną dyskusję w Jan Paradysz, *Współczynniki powiększenia się potomstwa*, „Studia Demograficzne” 1984, nr 3, s. 41–62.

<sup>78</sup> Umieszczone w tabeli 1 dane o WPP dotyczą Bejse z okresu 1781–1820 (E. Piasecki, *Ludność* [66], s. 204). Ponieważ jednak Piasecki nie szacował wartości współczynników dla wyższych porządków urodzeń, dla kolejności 10+ dane z Bejse zostały uzupełnione informacjami z angielskiej rekonstrukcji rodzin (Edward A. Wrigley; Ros S. Davies, James E. Oeppen, Roger Schofield, *English population history from family reconstitution, 1580–1837*, Cambridge 1997). Do obliczenia WPP potrzebne są dane o urodzeniach małżeńskich według kolejności w poszczególnych latach kalendarzowych oraz odstępów czasu, jaki upłynął od poprzedniego porodu, czyli bieżących odstępów intergenetycznych; zob. J. Paradysz, *Współczynniki* [77], s. 45.

<sup>79</sup> Wykorzystano dane z następujących parafii: Bejsce 1717–1807, Tychy (wiejska) – 1771–1800, Strzelce Opolskie (wiejska) – 1771–1800, Toszek (wiejska) – 1791–1800, Bogucice 1771–1780. Zob. E. Piasecki, *Ludność* [66]; Małgorzata Żmijewska, *Ludność parafii tyskiej od 1749 roku do połowy XIX wieku w świetle ksiąg metrykalnych. Studium demograficzno-społeczne*, rozprawa doktorska, Uniwersytet Śląski, Katowice 2007; Jacek Siebel, *Ludność parafii rzymsko-katolickiej pw. św. Szczepana w Bogucicach w latach 1738–1860. Studium demograficzno-statystyczne*, rozprawa doktorska, Uniwersytet Śląski, Katowice 2006; Jerzy Spychała, *Rodzina w parafii Strzelce Opolskie w latach 1766–1870*, w: Śląskie Studia Demograficzne, t. 5: *Rodzina*, red. Z. Kwaśny, Wrocław 2001, s. 7–74; Danuta Daszkiewicz-Ordylowska, *Rodzina w parafii toszeckiej w latach 1789–1877*, w: tamże, s. 75–109.



z galicyjskiej populacji Monasterzysk<sup>80</sup>, ponadto ponownie posłużono się danymi z Bejsc. Zważywszy, że parafia galicyjska w XVIII wieku charakteryzowała się wyjątkowo długimi interwałami, zaś dane z Bejsc reprezentowały wartości bardziej umiarkowane (przy jednocześnie dość wczesnym wieku zawieraniu małżeństw, zbliżonym do modelu wschodniego), założono, że uśrednienie obu rozkładów zapewni lepszą aproksymację zachowań demograficznych na historycznych Kresach niż posłużenie się tylko danymi z Galicji<sup>81</sup>.

### Walidacja modelu

Posłużenie się do budowy modelu mikrosymulacyjnego materiałem po części fragmentarycznym, a więc potencjalnie nie w pełni reprezentatywnym, łatwo poddać krytyce w myśl zasady „garbage in, garbage out” („wprowadź śmiecie – otrzymasz śmiecie”), głoszącej, iż uzyskanie sensownych wyników jest możliwe tylko w przypadku poprawnych danych wejściowych<sup>82</sup>. Przy całej niedoskonałości naszej metody pamiętajmy, że zebrany materiał wejściowy stanowi najlepszy z możliwych zestawów parametrów przy aktualnym stanie wiedzy z demografii staropolskiej, a problemy podobne do tych, z jakimi borykano się przy jego tworzeniu, były udziałem badaczy z innych regionów Europy na ogół z powodzeniem wykorzystujących mikrosymulacje krewnych<sup>83</sup>. Po drugie, zadane parametry proponowanego tu modelu mają tę wyższość nad szeregiem innych eksperymentów mikrosymulacyjnych w demografii historycznej, że wszystkie bez wyjątku wyprowadzono z populacji historycznych z badanych terenów, nie zaś z abstrakcyjnych populacji modelowych czy społeczeństw obcych<sup>84</sup>. To, rzecz jasna, nie zwalnia nas z obowiązku oceny poprawności modelu mikrosymulacyjnego poprzez jego walidację.

Pod pojęciem walidacji, za Żółtaszek, rozumiemy „proces oceny jakości dopasowania otrzymanywnych wyników do danych rzeczywistych, zgodności

<sup>80</sup> Konrad Rzemieniecki, *Ludność rzymskokatolickich parafii monasterzyskiej i petlikowskiej w XVIII wieku (archidiecezja lwowska)*, niepublikowana rozprawa doktorska, Uniwersytet Wrocławski, Wrocław 2006.

<sup>81</sup> Nie dotarliśmy do żadnej statystyki pozwalającej na uwzględnienie w powyższych szacunkach historycznych populacji z terenów Wielkiego Księstwa Litewskiego. Sporym rozczarowaniem była pod tym względem pionierska i skądinąd wyczerpująca praca Wiaczesława Nosewicza, *Tradionnaja beloruskaja derevnja v evropejskoj perspektive*, Mińsk 2004. Długości interwałów wprowadzono do modelu jako średnie, gdyż studia źródłowe nie podawały rzeczywistego rozkładu wartości. Rzecz jasna, redukuje to potencjalne zróżnicowanie indywidualnych karier reprodukcyjnych w modelu.

<sup>82</sup> *The Cambridge dictionary of statistics. Third edition*, red Brian S. Everitt, Cambridge 2006, s. 169.

<sup>83</sup> Zob. np. D.S. Reher, *Perspectives* [38], s. 250.

<sup>84</sup> Zob. np. Nancy Howell, *Demography of the Dobe !Kung*, New York 2009 [1979]; R. Saller, *Patriarchy* [44].

z założeniami” czy teorią, względnie ich sensowności z czysto logicznego punktu widzenia<sup>85</sup>. Zważywszy, że – jak zauważono wyżej – dane historyczne mogące stanowić jednoznaczny punkt odniesienia dla otrzymanych rezultatów eksperymentalnych są bardzo szczupłe, wnioskowanie o jakości modelu w naszym wypadku z konieczności opierać się musi na bardziej spekulatywnych strategiach.

W pierwszej kolejności rozważmy założenie stabilności parametrów demograficznych w czasie. Model ludności ustabilizowanej – a więc zbiorowości hipotetycznej, w której wszystkie żyjące generacje doświadczają z taką samą częstością w tym samym wieku zdarzeń związanych z założeniem rodziny, wydaniem na świat potomka i zgonem – stanowi jeden z paradygmatów demografii<sup>86</sup>. Jak każde ujęcie modelowe, jest ono jednak uproszczeniem rzeczywistości, a jego stosowność maleje zwłaszcza przy zmieniających się warunkach demograficznych. Tym niemniej, w odniesieniu do zachowań demograficznych na ziemiach polsko-litewskich w XVIII wieku, przyjęcie założeń stabilności nie nastroża poważniejszych trudności, pod warunkiem wszak, iż zostanie ono właściwie zrozumiane. Choć w rzeczywistości żadna populacja nigdy nie osiąga stanu całkowitej stabilizacji – płodność i umieralność podlegają bowiem ciągłym przeobrażeniom na skutek czynników środowiskowych, klęsk elementarnych czy wahań koniunktury gospodarczej, jednak w szczególnych warunkach mogą one w całkiem długich okresach czasu dążyć do wykształcenia i zachowania struktury wieku stałej, bądź bardzo do stałej zbliżonej<sup>87</sup>. Zauważmy w pierwszej kolejności, iż interesujące nas populacje reprezentowały model przedtranzycyjny, a więc taki, w którym – jak przyjmuje większość badaczy – utrwalony tradycją porządek małżeński, rozrodczości oraz wymierania nie podlegał zasadniczym przeobrażeniom w perspektywie długiego trwania, wyłaczający krótkofalowe perturbacje wywołane czynnikami losowymi<sup>88</sup>. Uwzględniając możliwe wahania w krótkiej skali, większość badaczy traktowała populacje osiemnastowieczne z ziem polsko-litewskich właśnie jako populacje ustabilizowane<sup>89</sup>, a najdobitniej

---

<sup>85</sup> A. Żółtaszek, *Modele* [28], s. 23. Jak pisze Żółtaszek, stochastyczny charakter eksperymentu mikrosymulacyjnego oraz brak przyszłych informacji dla elementów populacji startowej powodują, że trudno jest dokonać absolutnie wyczerpującej oceny modelu mikrosymulacyjnego.

<sup>86</sup> Samuel H. Preston, Patrick Heuveline, Michel Guillot, *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Oxford 2001.

<sup>87</sup> J.Z. Holzer, *Demografia* [58], s. 333.

<sup>88</sup> M. Szoltysek, *Dowody i refutacje* [9].

<sup>89</sup> C. Kukło, *Demografia Rzeczypospolitej* [66], s. 244–248; Egon Vielrose, *Przyczynki do demografii wsi polskiej w XVIII w.*, „Roczniki Dziejów Społecznych i Gospodarczych” 14, 1952, s. 122–135; tenże, *Ludność Polski od X do XVIII wieku*, „Kwartalnik Historii Kultury Materialnej” 5, 1957, nr 1, s. 3–49; tenże, *Zastosowanie modelowych tablic populacji ustabilizowanych w demografii historycznej*, PDP 10, 1978, s. 3–16; Stanisław Borowski, *Próba odtworzenia struktur społecznych i procesów demograficznych na Warmii u schyłku XVII w. na przykładzie Dobrego Miasta i okolicy*, PDP 8, 1975, s. 125–198.

wyraził to Vielrose uznając, że w XVIII wieku „płodność, częstotliwość małżeństw i zgonów nie ulegała zasadniczym zmianom”<sup>90</sup>. W średnich czasokresach (30–40 lat), szereg społeczności lokalnych okresu staropolskiego wykazywało ponadto cechy ludności zastojowej (stacjonarnej), a więc wariantu populacji ustabilizowanej, w której docelowe współczynniki urodzeń i zgonów są sobie równe (prawdziwa stopa przyrostu naturalnego wynosi 0)<sup>91</sup>.

Poza rekonstrukcją indywidualnych biografii i kręgów krewniaczych (zob. dalej), CAMSIM generuje parametry demograficzne populacji ustabilizowanej w ujęciu regionalnym odpowiadającym głównym skupieniom przestrzennym reprezentowanym w bazie danych (tab. 2). Posługując się teorią demograficzną oraz – tam gdzie to możliwe – wynikami niezależnych badań, informacje te mogą posłużyć do oceny dopasowania otrzymywanych wyników do rzeczywistości historycznej dawnej Rzeczypospolitej.

Zacznijmy od wartości współczynników dzietności ogólnej oraz małżeńskiej w populacjach syntetycznych<sup>92</sup>. W idealnych warunkach, dane uzyskane z modelu skonfrontowalibyśmy ze współczynnikami pochodzącymi z populacji empirycznych okresu staropolskiego, w naszym wypadku nie było to jednak możliwe<sup>93</sup>. Odpowiednie parametry znane są tylko dla dwóch mikropopulacji z zachodnich części ziem polskich (jednej miejskiej)<sup>94</sup>, choć dane modelowe wpisują się w przedział wyznaczany przez dane empiryczne. Dzietność ogólna (teoretyczna) zrekonstruowana za pomocą mikrosymulacji może wydawać się niska, trudno jednak uznać wyniki modelowe za niewiarygodne. Z natury rzeczy, wykazują one podobieństwo do danych wyliczonych przez Piaseckiego dla Bejse, zarazem jednak odzwierciedlają spodziewany wzrost intensywności reprodukcji na terenach wschodnich, notowany tam jeszcze w dwudziestoleciu międzywojennym<sup>95</sup>.

<sup>90</sup> E. Vielrose, *Przyczynek do demografii* [89], s. 123.

<sup>91</sup> Zob. Stanisław Borowski, *Rozwój demograficzny i problem maltuzjański na ziemiach polskich pod panowaniem niemieckim w latach 1807–1914*, PDP 3, 1969, s. 125–142; również M. Szołtysek, *Ludność parafii* [20].

<sup>92</sup> Współczynnik dzietności (płodności) ogólnej (*total fertility rate* – TFR) oznacza liczbę dzieci, którą urodziłaby przeciętnie kobieta w ciągu całego okresu rozrodczego (15–49 lat), przy założeniu, że w poszczególnych fazach tego okresu rodziłaby z intensywnością obserwowaną w badanym roku, tzn. przy przyjęciu cząstkowych współczynników płodności z tego okresu za niezmiennie (J.Z. Holzer, *Demografia* [58], s. 253; por. C. Kukło, *Demografia Rzeczypospolitej* [66], s. 336, gdzie jednak górną granicę wieku przy obliczeniach ustalono na 50 lat). Obliczona dla populacji kobiet pozostających w okresie obserwacji w związku małżeńskim, miara ta przyjmuje postać współczynnika dzietności małżeńskiej (TMFR); zob. S. Preston i in., *Demography* [86], s. 95–96.

<sup>93</sup> Por. J.E. Smith, J.Oeppen, *Estimating numbers* [38], s. 290–291.

<sup>94</sup> C. Kukło, *Demografia Rzeczypospolitej* [66], s. 338.

<sup>95</sup> Samuel Fogelson, *Z badań nad demografią Polesia i Wołynia*, Warszawa 1938.

Dwie dalsze okoliczności warte podkreślenia to fakt, iż – po pierwsze – dla wszystkich populacji regionalnych w modelu wartości TFR są wyraźnie wyższe niż na ziemiach polskich w okresie transformacji demograficznej<sup>96</sup>; po drugie, odpowiadają one wartościom uznawanym w literaturze fachowej za charakterystyczne dla populacji przedtranzycyjnych<sup>97</sup>, choć tylko w syntetycznych populacjach kresowych zbliżają się do wartości 5,83 z badanego przez Louisa Henry’ego Crulai<sup>98</sup>.

Tabela 2. Demograficzne parametry dla populacji ustabilizowanej wygenerowane przez CAMSIM dla populacji regionalnych Rzeczypospolitej

| Parametr  | WEST     | EAST1    | EAST3    |
|---|----------|----------|----------|
| Współczynnik dzietności ogólnej (TFR)                                   | 4,7      | 5,1      | 5,6      |
| Współczynnik reprodukcji brutto   | 2,338    | 2,498    | 2,672    |
| Współczynnik reprodukcji netto  | 1,095    | 1,186    | 1,291    |
| Współczynnik dzietności małżeńskiej (TMFR)                              | 7,8      | 7,0      | 6,9      |
| Istotny współczynnik przyrostu naturalnego (Intrinsic Growth Rate, IGR) | 0,003021 | 0,005898 | 0,009315 |

Źródło: James Oeppen, Mikołaj Szoltysek: CAMSIM Poland–Lithuania, Rostock 2013.

Nieco trudniej o jednoznaczną ocenę modelowych szacunków drugiej z miar – współczynnika dzietności małżeńskiej. Te bowiem niezupełnie wpisują się w wartości uznawane za typowe dla czasów poprzedzających transformację demograficzną (8–10 dzieci), choć różnica nie jest w tym wypadku dramatyczna<sup>99</sup>. Bardziej niepokoi fakt, iż podczas gdy TFR rośnie, przechodząc w kierunku wschodnim na

<sup>96</sup> Bartosz Ogórek, „Należy przestać spluwać dzieci na prawo i lewo!”. *Przejście płodności w populacji II Rzeczypospolitej*, w przygotowaniu.

<sup>97</sup> J.E. Smith, *The computer simulation* [41], s. 260–261; Robert Woods, *The Demography of Victorian England and Wales*, Cambridge 2000, s. 6; Tommy Bengtsson, Martin Dribe, *Agency, Social Class, and Fertility in Southern Sweden, 1766 to 1865*, w: Noriko O. Tsuya, Wang Feng, George Alter, James Z. Lee i in., *Prudence and Pressure. Reproduction and Human Agency in Europe and Asia, 1700–1900*, Cambridge (MA) 2010, s. 168; P. Szukalski, *Wielkość i struktura rodziny* [8], s. 101; C. Kuklo, *Demografia Rzeczypospolitej* [66], s. 338.

<sup>98</sup> Henri Leridon, *Natural Fertility and Controlled Fertility: Levels and Models*, w: *Demography: Analysis and Synthesis. A Treatise in Population*, vol. 1, red. Graziella Caselli, Jacques Vallin, Guillaume Wunsch, Amsterdam 2006, s. 474.

<sup>99</sup> Zob. Daniel S. Smith, *A homeostatic demographic regime: patterns in West European family reconstitution studies*, w: *Population patterns in the past*, red. Ronald D. Lee, New York 1977, s. 107–122; J.E. Smith, *The computer simulation* [41], s. 261; również C. Kuklo, *Demografia Rzeczypospolitej* [66], s. 338.

terenach objętych badaniem, dla współczynnika dzietności małżeńskiej zależność ta ma postać odwrotną, co trudno uznać za przekonujące. Poniżej wskazujemy kilka okoliczności pozwalających częściowo wyjaśnić tę pozorną sprzeczność.

Po pierwsze, CAMSIM nie uwzględnia możliwości urodzeń żywych wśród kobiet poniżej 15 roku życia, co w warunkach bardzo wczesnych małżeństw na terenach wschodnich skutkowało mogło zaniżeniem faktycznych poziomów rozrodczości. Zakres potencjalnie pominiętego w modelowaniu wczesnego macierzyństwa wydaje się jednak zbyt krótki, by w poważniejszym stopniu decydować o wielkości TMFR. Warto jednak pamiętać, że skutkiem intensywniejszej małżeńskości na Kresach (a zwłaszcza dramatycznie niższego wieku zamężcia), ryzyko wdowieństwa w trakcie trwania kariery reprodukcyjnej musiało być wśród tamtejszych kobiet znacznie większe niż na terenach zachodnich, a to mogło znajdować odbicie w obniżeniu wartości współczynnika. Wreszcie, pomimo tych samych współczynników powiększenia się potomstwa we wszystkich modelach symulacyjnych, niższa dzietność małżeńska na wschodzie mogła być spowodowana dłuższymi odstępami między porodami, a w szczególności znacznie dłuższym pierwszym odstępem urodzeniowym.

Średni okres między zawarciem małżeństwa a urodzeniem pierwszego dziecka sięgający prawie 33 miesiące (zob. tab. 1) na ogół nie występował w Europie zachodniej i północno-zachodniej<sup>100</sup>, gdzie dominował model małżeństw odraczanych, spotykamy go jednak często w społeczeństwach azjatyckich, w których zawieranie związków małżeńskich było i poniekąd nadal jest wczesne. Długi odstęp protogenetyczny stanowił jedną z charakterystycznych cech mikrodemografii rodziny chińskiej przynajmniej do lat 70. ubiegłego wieku<sup>101</sup>. Jeszcze na początku XX wieku, jak wykazali Feng i Quanhe, średnia długość odstępu urodzeniowego wynosiła tam na wsi ponad trzy lata, a w latach 50. sięgała 34 miesięcy<sup>102</sup>. Demografowie społeczni i antropolodzy wiążą nadmierne wydłużanie pierwszego odstępu urodzeniowego w społeczeństwach tradycyjnych z niską częstotliwością współżycia po zawarciu ślubu często towarzyszącą małżeństwom aranżowanym, zwłaszcza w bardzo młodym wieku<sup>103</sup>, a z takimi mamy bez wąt-

<sup>100</sup> Michael W. Flinn, *The European demographic system, 1500–1820*, Baltimore 1981, s. 33.

<sup>101</sup> James Z. Lee, Wang Feng, *One Quarter of Humanity: Malthusian Mythology and Chinese Realities, 1700–2000*, Cambridge (MA) 1999, s. 88.

<sup>102</sup> Wang Feng, Yang Quanhe, *Age at Marriage and the First Birth Interval: The Emerging Change in Sexual Behavior Among Young Couples in China*, PDR 22, 1996, issue 2, s. 299–320. Zob. też Ansley J. Coale, Shaomin Li, Jingqing Han, *The distribution of interbirth intervals in rural China, 1940s to 1970s*, „Papers of the East-West Population Institute” 1988 (109) [East-West Center Occasional Papers: Population Series].

<sup>103</sup> Zob. Arthur P. Wolf, *Fertility in prerevolutionary rural China*, w: *Family and Population in East Asian History*, red. Susan Hanley, Arthur P. Wolf, Stanford 1985, s. 154–185; Ronald R. Rindfuss, S. Philip Morgan, *Marriage, Sex, and the First Birth Interval: The Quiet Revolution in Asia*, PDR 9, 1983, issue 2, s. 259–278; także Z. Zhao, *Demographic Systems in Historic China*:

pienia do czynienia na terytoriach wschodnich Rzeczypospolitej, przynajmniej na Polesiu. *Last, but not least*, dla wytłumaczenia niższej dzietności na Kresach pewne znaczenie mogła mieć i ta okoliczność, że w niektórych wypadkach (najczęściej na Polesiu), niektóre z wstępujących na ślubny kobierzec panien czyniły to zapewne przed osiągnięciem dojrzałości płciowej<sup>104</sup>.

Podobnych trudności nastęrcza ocena wartości wyprowadzonego z modelu współczynnika przyrostu naturalnego Lotki, zwanego również *istotnym* lub *właściwym współczynnikiem przyrostu naturalnego* (ang. *Intrinsic Growth Rate*, IGR, oznaczany jako  $r$ )<sup>105</sup>, jako że w tym wypadku jeszcze trudniej o dane porównawcze. Zwraca jednak uwagę, że podobieństwo wartości współczynnika obliczonych dla populacji modelowej naszego skupienia WEST do tych zaproponowanych przez Vielroseggo dla populacji ustabilizowanej z osiemnastowiecznej Polski centralnej, które umieszczał on w przedziale 0.001–0.005<sup>106</sup>. Wartości dla skupień wschodnich w tabeli 2 są co prawda wyższe od wskazanych przez Vielroseggo, nadal jednak mieszczą się w zakresach uznawanych przez badaczy za typowe dla populacji przedtranzycyjnych<sup>107</sup>. Dane poleskie (EAST 3) uzyskane z modelu są ponadto bardzo zbliżone do wartości rzeczywistych obliczonych niezależnie dla majątku Dawidgrodok na Białorusi, gdzie w latach 1753–1798 liczba ludności rosła w tempie 0,8% rocznie ( $r = 0.008$ )<sup>108</sup>. Interpretacja danych za-

---

*Some New findings from Recent Research*, „Journal of the Australian Population Association” 14, 1997, no. 2, s. 201–232, oraz W. Feng, Y. Quanhe, *Age at Marriage* [102].

<sup>104</sup> Zob. Peter Laslett, *Age at Sexual Maturity in Europe since the Middle Ages*, w: tegoż, *Family Life and Illicit Love in Earlier Generations: Essays in Historical Sociology*, Cambridge 1977, s. 214–232; Richard J. Udry, Robert L. Cliquet, *A Cross-cultural Examination of the Relationship between Ages at Menarche, Marriage, and First Birth*, „Demography” 19, 1982, no. 1, s. 53–63.

<sup>105</sup> M. Kędelski, J. Paradysz, *Demografia* [58], s. 266–267; J.Z. Holzer, *Demografia* [58], s. 334; także Edward A. Wrigley, *Intrinsic Growth Rates and Inheritance Strategies: A Perspective from Historical Demography*, w: *Distinct Inheritances: Property, Family and Community in a Changing Europe*, red. Hannes Grandits, Patrick Heady, Münster 2003, s. 69–95. Współczynnik Lotki odpowiada wartości granicznej, do jakiej zmierza współczynnik przyrostu naturalnego populacji ustabilizowanej określający stopę wzrostu lub spadku populacji gdyby aktualnie istniejące płodność i umieralność pozostały niezmiennie. Współczynnik  $r = 0.02$  oznacza, że liczba ludności rośnie 2% na rok. Zwyczajowo, z wartości współczynnika wyprowadza się właściwy konkretniej populacji „czas jej podwojenia”.

<sup>106</sup> E. Vielrose, *Zastosowanie* [89].

<sup>107</sup> Edward A. Wrigley, Roger Schofield, *The Population History of England, 1541–1871. A Reconstruction*, London 1981, s. 240–241; J.E. Smith, *The computer simulation* [41], s. 261; J.E. Smith, J. Oeppen, *Estimating numbers* [38], s. 290–291; Edward A. Wrigley, *British Population during the “Long” Eighteenth Century, 1680–1840*, w: *The Cambridge Economic History of Modern Britain*, vol. 1: *Industrialisation 1700–1860*, red. Roderick Floud, Paul Johnson, Cambridge 2004, s. 59–60, 64.

<sup>108</sup> Obliczenia własne na podstawie A.M. Karpachev, P.G. Kozlovskij, *Dinamika chislenosti naselenia Belorussii vo vtoroi polovine XVII–XVIII vv.*, „Ezhegodnik po agrarnoj istorii Vostochnoj Evropy za 1968 god”, 1972, s. 92. Na podstawie pracy białoruskich historyków można też ustalić, iż dla wszystkich powiatów „białoruskich” między 1717 a 1791 rokiem współczynnik

mieszczonych w tabeli 2 pozwala ustalić, iż dla skupienia WEST czas podwojenia populacji wyniósłby 240 lat, dla skupienia EAST 1 – 122 lata, zaś tylko 77 lat dla Polesia (EAST 3)<sup>109</sup>.

Ten odmienny model wzrostu w populacjach modelowych – dodajmy, zgodny z oczekiwaniami teoretycznymi – znajduje odzwierciedlenie w dwóch dalszych syntetycznych miarach reprodukcji zamieszczonych w tabeli 2, a zwłaszcza we współczynniku reprodukcji netto ( $R_0$ )<sup>110</sup>. Choć we wszystkich populacjach intensywność reprodukcji miała charakter rozszerzony, zapewniając zastępowalność pokoleń ( $R_0 > 1.0$ ), jednak populacje wschodnie miały wyraźnie większy potencjał rozwojowy, co również jest zgodne z oczekiwaniami.

### *Standardowa matryca wyników i jej opracowanie*

W trakcie eksperymentu mikrosymulacyjnego wyłoniono trzy próby losowe odpowiadające podstawowym skupieniom regionalnym w bazie danych CEUR-FAMFORM, każda składająca się z 10 000 kobiet i mężczyzn, a pozyskane informacje ujęto w formie tabelarycznej. Na standardową matrycę wyników modelu CAMSIM składają się trzy zestawy tabel, wszystkie oparte na jednorodnym schemacie porządkującym dane wedle wieku osoby odniesienia (*ego*): pierwszy uwzględnia średnią liczebność krewnych żyjących wedle typu pokrewieństwa; drugi określa udział procentowy osób odniesienia posiadających żyjących krewnych poszczególnych rodzajów; trzeci podaje średni wiek poszczególnych kategorii krewnych na różnych etapach życia osoby odniesienia (zob. tab. 3 dla przykładu). Moduł operacyjny modelu pozwala – rzecz jasna – na bardziej złożone ujęcia statystyki wyjściowej, na przykład prezentację cząstkowych współczynników posiadania żyjącego potomstwa wedle wieku, płci oraz stanu cywilnego, z uwzględnieniem cech podstawowych osoby odniesienia.

---

Lotki mógł sięgać nawet 1,23%, jednak w drugiej połowie stulecia jego wartość wyraźnie malała, zbliżając się do poziomów uzyskanych z modelu EAST 3.

<sup>109</sup> Dla porównania, populacja ustabilizowana poddana działaniu IGR typowego dla Anglii z lat dziewięćdziesiątych XVIII wieku uległaby podwojeniu w ciągu 60 lat (E.A. Wrigley, *British Population* [107], s. 64). Pięcioletnie średnie IGR dla osiemnastowiecznych krajów niemieckich wahały się wokół 0,5%; zob. Ulrich Pfister, Georg Fertig, *The Population History of Germany: Research Strategy and Preliminary Results*, „MPIDR Working Papers” WP-2010-035, Rostock 2010, s. 35–36.

<sup>110</sup> Współczynnik reprodukcji ludności netto wyraża średnią liczbę żywo narodzonych dzieci płci żeńskiej, które dożyją średniego wieku swych matek, przypadających na 1 kobietę w wieku rozrodczym, przy zachowaniu aktualnych cząstkowych współczynników płodności w poszczególnych grupach wieku, oraz uwzględniający wymieranie tych córek przed osiągnięciem wieku aktualnie rodzących matek (J.Z. Holzer, *Demografia* [58], s. 259–60).

Tabela 3. Cząstkowe współczynniki posiadania żyjących krewnych danej kategorii wedle wieku osoby odniesienia dla populacji ustabilizowanej regionu WEST (egos odnosi się do populacji mężczyzn)

| Kin           | Exact age of ego (years) |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |  |
|---------------|--------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|--|
|               | 0                        | 5    | 10   | 15   | 20   | 25   | 30   | 35   | 40   | 45   | 50   | 55   | 60   | 65   | 70   | 75   | 80   | 85   | 90   | 95   |  |
| ego           | 1,00                     | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |  |
| husband       | -                        | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| wife          | -                        | -    | -    | -    | 0,05 | 0,38 | 0,68 | 0,83 | 0,86 | 0,86 | 0,85 | 0,82 | 0,77 | 0,75 | 0,77 | 0,59 | 0,45 | 0,27 | 0,25 | 0,20 |  |
| parent        | 1,00                     | 0,99 | 0,96 | 0,90 | 0,82 | 0,70 | 0,56 | 0,41 | 0,27 | 0,16 | 0,08 | 0,04 | 0,02 | 0,01 | 0,01 | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| father        | 1,00                     | 0,89 | 0,77 | 0,64 | 0,51 | 0,38 | 0,26 | 0,16 | 0,10 | 0,05 | 0,02 | 0,01 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| mother        | 1,00                     | 0,92 | 0,83 | 0,75 | 0,65 | 0,53 | 0,42 | 0,30 | 0,20 | 0,12 | 0,06 | 0,03 | 0,01 | 0,01 | 0,00 | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| step+parent   | 1,00                     | 0,99 | 0,98 | 0,95 | 0,89 | 0,82 | 0,72 | 0,59 | 0,47 | 0,34 | 0,25 | 0,17 | 0,12 | 0,09 | 0,05 | 0,03 | -    | -    | -    | -    |  |
| step+father   | 1,00                     | 0,92 | 0,84 | 0,74 | 0,63 | 0,51 | 0,39 | 0,28 | 0,19 | 0,13 | 0,08 | 0,05 | 0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,01 | -    | -    | -    | -    |  |
| step+mother   | 1,00                     | 0,97 | 0,92 | 0,88 | 0,81 | 0,72 | 0,61 | 0,49 | 0,37 | 0,27 | 0,19 | 0,13 | 0,09 | 0,07 | 0,04 | 0,03 | -    | -    | -    | -    |  |
| sibling       | 0,71                     | 0,87 | 0,92 | 0,91 | 0,91 | 0,89 | 0,88 | 0,85 | 0,83 | 0,78 | 0,74 | 0,67 | 0,56 | 0,45 | 0,35 | 0,27 | 0,13 | 0,09 | 0,06 | 0,13 |  |
| brother       | 0,51                     | 0,63 | 0,73 | 0,73 | 0,71 | 0,69 | 0,67 | 0,63 | 0,60 | 0,55 | 0,49 | 0,42 | 0,33 | 0,24 | 0,16 | 0,12 | 0,05 | 0,04 | 0,03 | 0,07 |  |
| sister        | 0,50                     | 0,62 | 0,72 | 0,73 | 0,72 | 0,70 | 0,67 | 0,63 | 0,59 | 0,55 | 0,50 | 0,44 | 0,36 | 0,28 | 0,21 | 0,17 | 0,09 | 0,07 | 0,03 | 0,07 |  |
| half+sibling  | 0,73                     | 0,89 | 0,95 | 0,94 | 0,94 | 0,93 | 0,92 | 0,90 | 0,88 | 0,85 | 0,80 | 0,75 | 0,66 | 0,55 | 0,46 | 0,37 | 0,18 | 0,12 | 0,08 | 0,13 |  |
| half+brother  | 0,52                     | 0,65 | 0,76 | 0,77 | 0,76 | 0,75 | 0,73 | 0,70 | 0,68 | 0,63 | 0,57 | 0,51 | 0,43 | 0,34 | 0,25 | 0,21 | 0,11 | 0,09 | 0,08 | 0,13 |  |
| half+sister   | 0,52                     | 0,64 | 0,75 | 0,77 | 0,77 | 0,76 | 0,74 | 0,71 | 0,67 | 0,63 | 0,58 | 0,53 | 0,45 | 0,38 | 0,30 | 0,22 | 0,11 | 0,07 | 0,03 | 0,07 |  |
| child         | -                        | -    | -    | -    | 0,71 | 0,20 | 0,50 | 0,70 | 0,80 | 0,84 | 0,85 | 0,86 | 0,77 | 0,86 | 0,77 | 0,86 | 0,80 | 0,79 | 0,77 | 0,93 |  |
| son           | -                        | -    | -    | -    | 0,00 | 0,11 | 0,33 | 0,52 | 0,34 | 0,69 | 0,70 | 0,73 | 0,77 | 0,72 | 0,77 | 0,71 | 0,77 | 0,64 | 0,56 | 0,53 |  |
| daughter      | -                        | -    | -    | -    | 0,71 | 0,10 | 0,32 | 0,51 | 0,33 | 0,69 | 0,31 | 0,72 | 0,77 | 0,73 | 0,77 | 0,73 | 0,66 | 0,70 | 0,77 | 0,87 |  |
| ch+s/d-in-law | -                        | -    | -    | -    | 0,71 | 0,20 | 0,50 | 0,70 | 0,80 | 0,84 | 0,85 | 0,86 | 0,77 | 0,86 | 0,77 | 0,86 | 0,80 | 0,79 | 0,77 | 0,93 |  |
| s+s-in-law    | -                        | -    | -    | -    | 0,00 | 0,11 | 0,33 | 0,52 | 0,34 | 0,70 | 0,70 | 0,80 | 0,72 | 0,84 | 0,85 | 0,84 | 0,73 | 0,79 | 0,77 | 0,87 |  |
| d+d-in-law    | -                        | -    | -    | -    | 0,71 | 0,10 | 0,32 | 0,51 | 0,33 | 0,70 | 0,73 | 0,76 | 0,71 | 0,82 | 0,74 | 0,84 | 0,77 | 0,80 | 0,86 | 1,00 |  |
| grandparent   | 0,70                     | 0,55 | 0,47 | 0,25 | 0,15 | 0,08 | 0,04 | 0,02 | 0,31 | 0,01 | 0,00 | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| grandfather   | 0,39                     | 0,26 | 0,16 | 0,09 | 0,05 | 0,02 | 0,31 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| grandmother   | 0,77                     | 0,44 | 0,31 | 0,19 | 0,12 | 0,06 | 0,03 | 0,02 | 0,31 | 0,01 | 0,00 | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| mat-gfather   | 0,77                     | 0,17 | 0,11 | 0,06 | 0,03 | 0,02 | 0,31 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| pat-gfather   | 0,18                     | 0,11 | 0,06 | 0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| mat-gmother   | 0,47                     | 0,30 | 0,71 | 0,13 | 0,08 | 0,04 | 0,02 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| pat-gmother   | 0,37                     | 0,21 | 0,14 | 0,08 | 0,05 | 0,02 | 0,31 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    |  |
| grandchild    | -                        | -    | -    | -    | -    | -    | -    | -    | 0,00 | 0,03 | 0,13 | 0,32 | 0,71 | 0,63 | 0,77 | 0,78 | 0,72 | 0,82 | 0,89 | 1,00 |  |



|                  | 1     | 2    | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    | 9    | 10   | 11   | 12   | 13   | 14   | 15   | 16   | 17   | 18   | 19   | 20   | 21   |      |
|------------------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| grandson         | —     | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    | 0,00 | 0,02 | 0,09 | 0,23 | 0,37 | 0,52 | 0,66 | 0,73 | 0,77 | 0,77 | 0,77 | 0,73 | 1,00 |
| granddaughter    | —     | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    | 0,00 | 0,01 | 0,77 | 0,22 | 0,37 | 0,51 | 0,65 | 0,71 | 0,77 | 0,80 | 0,73 | 0,93 | —    |
| aunt/uncle       | 0,99  | 0,99 | 0,98 | 0,97 | 0,96 | 0,94 | 0,90 | 0,85 | 0,85 | 0,77 | 0,67 | 0,55 | 0,43 | 0,33 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,04 | 0,04 | —    | —    | —    |
| aunt             | 0,97  | 0,97 | 0,97 | 0,96 | 0,94 | 0,90 | 0,85 | 0,79 | 0,71 | 0,60 | 0,49 | 0,38 | 0,28 | 0,19 | 0,13 | 0,06 | 0,04 | 0,04 | —    | —    | —    | —    |
| uncle            | 0,97  | 0,96 | 0,95 | 0,92 | 0,87 | 0,81 | 0,72 | 0,61 | 0,47 | 0,35 | 0,24 | 0,16 | 0,09 | 0,05 | 0,04 | 0,01 | —    | —    | —    | —    | —    | —    |
| mat-aunt         | 0,67  | 0,63 | 0,60 | 0,55 | 0,50 | 0,43 | 0,36 | 0,30 | 0,22 | 0,16 | 0,10 | 0,06 | 0,03 | 0,01 | 0,01 | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    |
| pat-aunt         | 0,64  | 0,60 | 0,56 | 0,50 | 0,43 | 0,37 | 0,30 | 0,23 | 0,16 | 0,10 | 0,07 | 0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,01 | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    |
| mat-uncle        | 0,62  | 0,58 | 0,53 | 0,46 | 0,40 | 0,33 | 0,26 | 0,19 | 0,13 | 0,08 | 0,05 | 0,03 | 0,01 | 0,01 | 0,00 | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    |
| pat-uncle        | 0,89  | 0,94 | 0,96 | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 0,96 | 0,96 | 0,95 | 0,94 | 0,92 | 0,88 | 0,84 | 0,76 | 0,67 | 0,58 | 0,48 | 0,42 | 0,40 | 0,40 | 0,40 |
| nephew/niece     | 0,00  | 0,02 | 0,07 | 0,18 | 0,35 | 0,52 | 0,67 | 0,76 | 0,81 | 0,82 | 0,82 | 0,82 | 0,82 | 0,82 | 0,82 | 0,83 | 0,83 | 0,79 | 0,73 | 0,69 | 0,53 | 0,53 |
| nephew           | 0,00  | 0,01 | 0,05 | 0,12 | 0,26 | 0,40 | 0,56 | 0,66 | 0,73 | 0,74 | 0,75 | 0,75 | 0,75 | 0,73 | 0,72 | 0,72 | 0,72 | 0,67 | 0,59 | 0,50 | 0,40 | 0,40 |
| niece            | 0,00  | 0,01 | 0,05 | 0,13 | 0,26 | 0,41 | 0,54 | 0,65 | 0,72 | 0,75 | 0,76 | 0,75 | 0,75 | 0,75 | 0,75 | 0,75 | 0,75 | 0,72 | 0,66 | 0,61 | 0,47 | 0,47 |
| parent in law    | —     | —    | —    | —    | —    | 0,04 | 0,28 | 0,45 | 0,47 | 0,31 | 0,33 | 0,27 | 0,20 | 0,14 | 0,11 | 0,10 | 0,06 | 0,71 | 0,02 | —    | —    | —    |
| spouse's father  | —     | —    | —    | —    | —    | 0,03 | 0,16 | 0,24 | 0,23 | 0,19 | 0,15 | 0,11 | 0,09 | 0,05 | 0,03 | 0,74 | 0,02 | —    | —    | —    | —    | —    |
| spouse's mo-ther | —     | —    | —    | —    | —    | 0,03 | 0,21 | 0,34 | 0,36 | 0,30 | 0,25 | 0,20 | 0,15 | 0,11 | 0,08 | 0,08 | 0,05 | 0,71 | 0,02 | —    | —    | —    |
| child in law     | —     | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    | 0,00 | 0,31 | 0,06 | 0,23 | 0,44 | 0,72 | 0,70 | 0,77 | 0,77 | 0,77 | 0,79 | 0,73 | 1,00 | 1,00 |
| son in law       | —     | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    | 0,00 | 0,31 | 0,05 | 0,17 | 0,32 | 0,47 | 0,54 | 0,60 | 0,59 | 0,55 | 0,62 | 0,74 | 0,80 | 0,80 |
| daughter in law  | —     | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    | —    | 0,00 | 0,01 | 0,08 | 0,21 | 0,33 | 0,45 | 0,55 | 0,58 | 0,71 | 0,57 | 0,74 | 0,80 | 0,80 |
| sibling in law   | —     | —    | —    | —    | —    | 0,05 | 0,34 | 0,32 | 0,75 | 0,80 | 0,80 | 0,80 | 0,76 | 0,77 | 0,67 | 0,59 | 0,53 | 0,77 | 0,36 | 0,37 | 0,33 | 0,33 |
| brother in law   | —     | —    | —    | —    | —    | 0,04 | 0,27 | 0,37 | 0,57 | 0,60 | 0,59 | 0,58 | 0,55 | 0,50 | 0,44 | 0,47 | 0,38 | 0,27 | 0,21 | 0,19 | 0,20 | 0,20 |
| sister in law    | —     | —    | —    | —    | —    | 0,04 | 0,26 | 0,37 | 0,58 | 0,31 | 0,61 | 0,60 | 0,57 | 0,53 | 0,49 | 0,43 | 0,36 | 0,37 | 0,30 | 0,27 | 0,27 | 0,27 |
| step-parent      | —     | 0,07 | 0,16 | 0,23 | 0,28 | 0,28 | 0,32 | 0,32 | 0,29 | 0,27 | 0,22 | 0,18 | 0,14 | 0,10 | 0,08 | 0,04 | 0,03 | —    | —    | —    | —    | —    |
| step-father      | —     | 0,03 | 0,07 | 0,10 | 0,12 | 0,12 | 0,13 | 0,13 | 0,11 | 0,10 | 0,08 | 0,06 | 0,04 | 0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,01 | —    | —    | —    | —    | —    |
| step-mother      | —     | 0,05 | 0,09 | 0,13 | 0,16 | 0,16 | 0,19 | 0,19 | 0,18 | 0,17 | 0,15 | 0,13 | 0,10 | 0,08 | 0,06 | 0,04 | 0,03 | —    | —    | —    | —    | —    |
| half-sibling     | 0,03  | 0,05 | 0,10 | 0,15 | 0,18 | 0,21 | 0,22 | 0,23 | 0,23 | 0,23 | 0,22 | 0,22 | 0,21 | 0,20 | 0,20 | 0,17 | 0,15 | 0,07 | 0,05 | 0,06 | 0,07 | 0,07 |
| half-brother     | 0,02  | 0,03 | 0,06 | 0,10 | 0,12 | 0,14 | 0,16 | 0,16 | 0,16 | 0,16 | 0,16 | 0,15 | 0,14 | 0,13 | 0,12 | 0,10 | 0,10 | 0,05 | 0,05 | 0,06 | 0,07 | 0,07 |
| half-sister      | 0,02  | 0,03 | 0,07 | 0,10 | 0,13 | 0,15 | 0,16 | 0,16 | 0,16 | 0,17 | 0,17 | 0,16 | 0,15 | 0,14 | 0,13 | 0,10 | 0,07 | 0,71 | —    | —    | —    | —    |
| other            | 0,70  | 0,75 | 0,80 | 0,85 | 0,91 | 0,96 | 0,99 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,99 | 0,98 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| N= living egos   | 10000 | 6258 | 5624 | 5318 | 5083 | 4724 | 4437 | 4066 | 3615 | 3175 | 2767 | 2186 | 1490 | 973  | 591  | 288  | 76   | 56   | 36   | 36   | 36   | 15   |

— oznacza brak wystąpienia kategorii.

Źródło: J. Oeppen, M. Szoltysek: CAMSIM Poland–Lithuania.

Po zrekonstruowaniu kręgów krewniaczych w trzech skupieniach regionalnych Rzeczypospolitej można było przystąpić do określenia związków między dostępnością krewnych a wzorcami współmieszkania w badanych populacjach. Ponieważ w modelu CAMSIM, w przeciwieństwie do SOCSIM, relacje krewniacze ujmuje się wyłącznie z perspektywy jednostki, a nie zbiorowości wyższego rzędu (jak gospodarstwa domowe)<sup>111</sup>, powodzenie dalszej analizy wymagało, aby dane oczekiwane i faktyczne były ze sobą odpowiednio zestrojone (tzn. aby operowały zmiennymi na tych samych poziomach analizy). W tym celu odpowiednio uszeregowane dane o krewnych żyjących z populacji syntetycznych (np. za pomocą zmiennej „odsetek *ego* posiadających przynajmniej jednego żyjącego rodzica”) porównywano z materiałem empirycznym (spisowym) specjalnie „dostrojonym” do obliczenia odpowiedniej zmiennej diadycznej – w tym wypadku, „odsetka osób żyjących z przynajmniej jednym rodzicem”<sup>112</sup>. Przy założeniu bliskiej zgodności modelu z rzeczywistymi zachowaniami demograficznymi, porównanie danych wygenerowanych przez mikrosymulację komputerową z danymi spisowymi pozwala ustalić w przybliżeniu, jaka część osób posiadających konkretną kategorię żyjących krewnych (a więc potencjalnych kandydatów do dzielenia przestrzeni mieszkalnej) w rzeczywistości z nimi współmieszkała.

Choć połączenie mikrosymulacji CAMSIM z danymi empirycznymi ze spisów staropolskich pozwala na analizę wpływu czynników demograficznych na rozmaite formy współmieszkania krewnych, potencjał aplikacyjny wypracowanej metodologii postanowiliśmy zilustrować skupiając uwagę na relacjach międzypokoleniowych. Czynimy tak w oparciu o trzy zasadnicze przesłanki: po pierwsze, dwie składowe tych relacji, o jakich pragniemy mówić – proces opuszczania domu rodzinnego oraz współmieszkanie generacji – stanowią aktualnie zagadnienia kluczowe dla historycznej demografii rodziny<sup>113</sup>; po drugie – w charakterystyce obu zagadnień ogniskują się najbardziej symptomatyczne – i zarazem najwyraźniejsze – różnice w organizacji rodziny na ziemiach polsko-litewskich w okresie staropolskim; po trzecie wreszcie – spojrzenie na relacje międzypokoleniowe z perspektywy danych empirycznych i mikrosymulacji pozwala wnieść nowe elementy do dyskusji na temat zasięgów form rodziny typu *stem-* i *joint-* na ziemiach dawnej Rzeczypospolitej<sup>114</sup>.

---

<sup>111</sup> Z. Zhao, *Computer microsimulation* [10], s. 73–74.

<sup>112</sup> Spojrzenie na wzorce współmieszkania z perspektywy jednostki, choć wymuszone wewnętrzną mechaniką modelu mikrosymulacyjnego, pozostaje w zgodzie z aktualnymi zaleceniami metodologów demografii rodziny (zob. S. Ruggles, *Reconsidering* [13]; tenże, *Stem Families* [13]; tenże, *The Future* [14]).

<sup>113</sup> M. Szoltysek, *Households and family systems* [1].

<sup>114</sup> Zob. S. Ruggles, *Stem Families* [13]; S. Gruber, M. Szoltysek, *Stem Families, Joint Families* [13].

## Opuszczanie domu rodzinnego

Opuszczanie domu rodzinnego (*leaving the parental home*) stanowi jedno z podstawowych wydarzeń w cyklu rozwojowym rodziny, będąc jednocześnie kluczowym elementem jednostkowego biegu życia i podstawowym „markerem” przejścia do dorosłości<sup>15</sup>. Tak współcześnie, jak i dawniej, proces opuszczania domu rodzinnego miał charakter wieloelementowy, oznaczał bowiem równoczesne bądź powiązane ze sobą zmiany charakterystyki jednostek pod względem rezydencyjnym, ekonomicznym, i prawnym, którym towarzyszyła zmiana pełnionych ról z typowych dla młodych na typowe dla dorosłych. Jego charakter, rozkład w czasie, oraz porządek sekwencyjny decydował nie tylko o demograficznych biografiach jednostek (np. tworzeniu rodziny czy wejściu w rodzicielstwo), lecz także o ich miejscu w rozleglejszych układach społecznych określanych przez relacje międzypokoleniowe, oraz możliwości pozyskania kapitału społecznego i ludzkiego<sup>16</sup>. W demografii historycznej, podkreślenie znaczenia opuszczania domu rodzinnego zawdzięczamy Johnowi Hajnalowi, w którego modelowych propozycjach charakter tego procesu stanowił jeden z kluczowych kryteriów rozróżnienia między systemami rodziny w dawnej Europie<sup>17</sup>. W obszernej dziś literaturze inspirowanej propozycjami Hajnala, wiek opuszczania domu rodzinnego traktuje się jako czynnik kształtujący nie tylko determinanty doboru małżeńskiego, lecz także formowania gospodarstw domowych oraz ich struktury<sup>18</sup>.

Dane spisowe o charakterze przekrojowym (poprzecznym; jak w bazie danych CEURFAMFORM), nie są jednak najlepszym tworzywem do badania opuszczania domu rodzinnego. Informacje, jakie zawierają, mają bowiem

<sup>15</sup> Zob. E. Frączak, *Modelowanie cyklu* [73], s. 51 i n.; Irena E. Kotowska, Janina Józwiak, *Nowa demografia Europy a rodzina*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych” 28, 2012, s. 9–33.

<sup>16</sup> John Modell, Frank F. Furstenberg, Theodore Hershberg, *Social Change and Transitions to Adulthood in Historical Perspective*, JFH 1, 1976, s. 7–32; Colin G. Pooley, Jean Turnbull, *Migration from the parental home in Britain since the eighteenth century*, w: *The Road to Independence: Leaving Home in Western and Eastern Societies, 16<sup>th</sup>–20<sup>th</sup> Centuries*, red. Frans W.A. van Poppel, Michel Oris, James Z. Lee, Bern 2004, s. 375–402; Frances Kobrin-Goldscheider, Julie DeVanzo, *Semi-autonomy and Leaving Home in Early Adulthood*, „Social Forces” 65, 1986, issue 1, s. 187–201; Susan De Vos, *Leaving the Parental Home: Patterns in Six Latin American Countries*, „Journal of Marriage and Family” 51, 1989, issue 3, s. 615–626; Richard H. Steckel, *The age at leaving home in the United States, 1850–1860*, „Social Science History” 20, 1996, s. 507–532; Clare Holdsworth, David Morgan, *Transitions in Context. Leaving Home, Independence and Adulthood*, Oxford 2005.

<sup>17</sup> John Hajnal, *Two kinds of preindustrial household formation system*, „Population and Development Review” 8, 1982, s. 449–494.

<sup>18</sup> F.W.A. van Poppel, M. Oris, J.Z. Lee, *The Road to Independence* [116]; Timothy W. Guinane, *Age at Leaving Home in Rural Ireland: 1901–1911*, „Journal of Economic History” 52, 1992, issue 3, s. 651–74; Francesco C. Billari, Dimiter Philipov, Pau Baizán, *Leaving home in Europe*, „International Journal of Population Geography” 7, 2001, s. 339–356; David S. Reher, *Family ties in Western Europe: persistent contrasts*, „Population and Development Review” 4, 1998, issue 2, s. 203–234. Więcej na ten temat w M. Szoltysek, *De invloed van demografische* [\*].

charakter statyczny (właściwości demograficzne jednostek są obserwowane w jednym punkcie czasu), podczas gdy uchwycenie zmian w pojedynczych karierach wymaga podejścia procesualnego<sup>119</sup>. Przy braku materiałów spisowych o charakterze długookresowym<sup>120</sup> jedyną możliwość obejścia tej trudności stanowi posłużenie się metodą kohort syntetycznych modyfikującą klasyczną analizę przekrojową do studiowania procesów w ujęciu *quasi*-dynamicznym<sup>121</sup>. Zakłada ona, iż charakterystyka demograficzna osób w poszczególnych grupach wiekowych w ujęciu przekrojowym reprezentuje „przeciętne” doświadczenie rzeczywistej kohorty w ujęciu dynamicznym, zakładając, że dana grupa osób poddana zostałaby badaniu długookresowemu (i przy założeniu względnej stałości zachowań demograficznych w kohortach rzeczywistych)<sup>122</sup>.

Przenosząc to w obszar interesujących nas dociekań, badane zbiorowości spiszowe możemy podzielić na dwie kategorie: osoby mieszkające z przynajmniej jednym z rodziców oraz te, których rodzice nie występowali w gospodarstwie domowym zamieszkiwanym przez osobę odniesienia. Przyjmując, że osoba na trwałe opuściła swą rodzinę biologiczną, jeśli w badanym spisie nie występuje jako dziecko innego współlokatora, pierwszą z wyznaczonych w powyższy sposób zbiorowości możemy zaklasyfikować jako osoby odraczające opuszczenie gniazda rodzinnego, drugą zaś potraktować jako jednostki mające to przejście już za sobą<sup>123</sup>. W dalszej kolejności, posługując się cząstkowymi współczynnikami wedle wieku i płci, otrzymane rozkłady możemy przedstawić w ujęciu regionalnym (wykresy 1–2).

<sup>119</sup> E. Frątczak, *Modelowanie cyklu życia* [73].

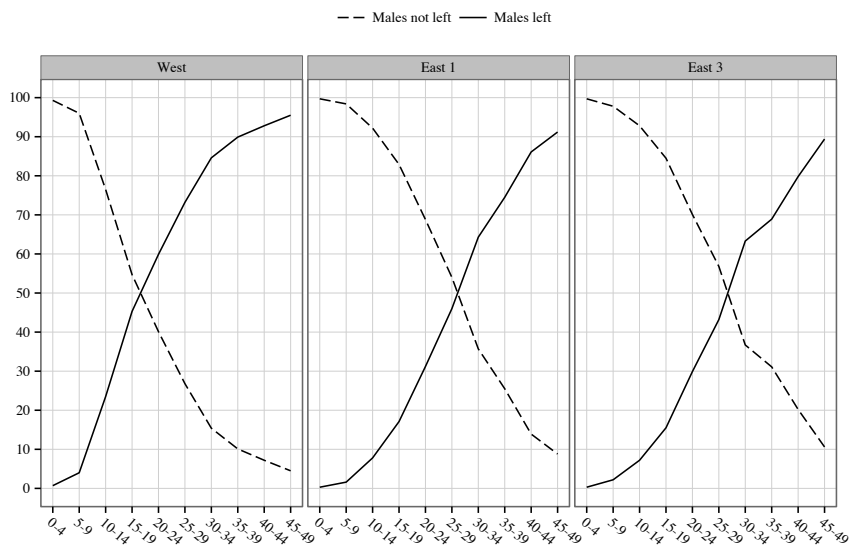
<sup>120</sup> Spisy przekrojowe wciąż bezwzględnie dominują w badaniach dawnych wzorców współmieszkania; zob. S. Ruggles, *Stem Families* [13]; S. Gruber, M. Szołtysek, *Stem Families, Joint Families* [13].

<sup>121</sup> J. Modell i in., *Social Change* [116]; S. De Vos, *Leaving the Parental Home* [116]; R.H. Steckel, *The age at leaving home* [116]; Zeng Yi, Ansley J. Coale, Minja K. Choe, Liu Zhiwu, *Leaving the Parental Home: Census-based Estimates for China, Japan, South Korea, United States, France, and Sweden*, PS 48, 1994, issue 1, s. 65–80; Myron P. Gutmann, Sara M. Pullum-Piñón, Thomas W. Pullum, *Three Eras of Young Adult Home Leaving in Twentieth-Century America*, „Journal of Social History” 35, 2002, s. 533–576; Kevin Schürer, *Leaving home in England and Wales 1850–1920*, w: *The Road to Independence* [116], s. 33–84.

<sup>122</sup> Kohorty syntetyczne stosuje się do obliczenia szeregu podstawowych miar demograficznych, jak na przykład oczekiwanej długości trwania życia. Do analizy historycznych mikro-spisów technikę tę zastosował po raz pierwszy Lutz K. Berkner, *The stem family and the developmental cycle of the peasant household: a eighteenth-century Austrian example*, „The American Historical Review” 77, 1972, issue 2, s. 398–418. Zob. też Susan C. Watkins, *On measuring transitions and turning points*, HM 13, 1980, issue 3, s. 181–186.

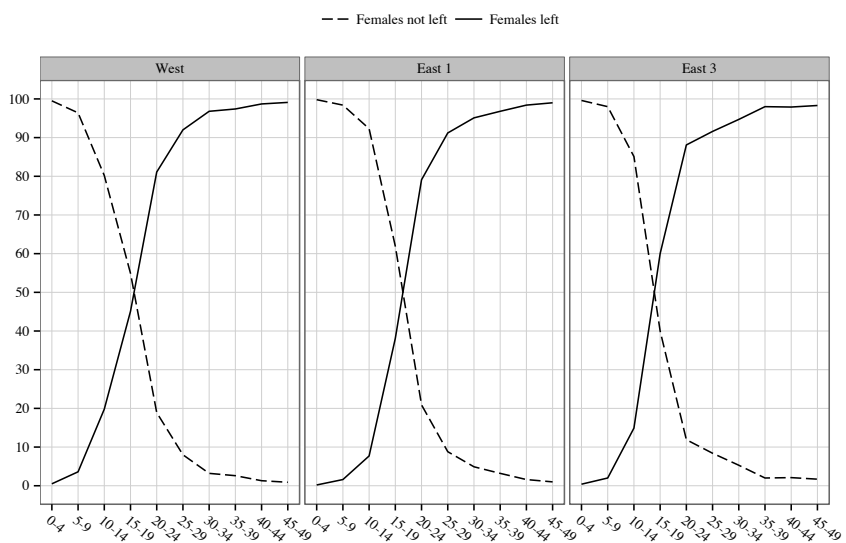
<sup>123</sup> J. Modell i in., *Social Change* [116]; S. De Vos, *Leaving the Parental Home* [116]; R.H. Steckel, *The age at leaving home* [116]; Z. Yi i in., *Leaving the Parental Home* [121]; M.P. Gutmann i in., *Three Eras* [121]; K. Schürer, *Leaving home* [121]. W polskiej literaturze metodę tę testował Radosław Poniak, *Wiek opuszczania rodzinnego gospodarstwa domowego w dobie stanisławowskiej w świetle zeznań sądowych*, PDP 2014 (35), s. 15 i n.

Wykres 1. Częstkowe współczynniki współmieszkania z przynajmniej jednym z rodziców wedle wieku i regionu (mężczyźni)



Źródło: CEURFAMFORM Database.

Wykres 2. Częstkowe współczynniki współmieszkania z przynajmniej jednym z rodziców wedle wieku i regionu (kobiety)



Źródło: CEURFAMFORM Database.

Wykresy 1–2 ilustrują wyraźną rozbieżność między zachodnimi a wschodnimi regionami kraju pod względem intensywności współmieszkania z generacjami wstępnymi, zwłaszcza wśród mężczyzn. Rozbieżność ta ma charakter systematyczny i sugeruje konieczność rozróżnienia między populacjami zachodnimi, gdzie dynamika spadku współmieszkania pokoleń zaznaczała się szczególnie mocno wraz wiekiem, poczynając od kohort nastolatków, a terenami wschodnimi (EAST 1 i EAST 3), gdzie odpowiednia stopa spadku przyjmowała wartości kilkakrotnie niższe. Więcej podobieństw występowało w zbiorowości kobiet, wśród których współczynniki współmieszkania z przynajmniej jednym rodzicem we wszystkich regionach spadały znacznie gwałtowniej niż wśród mężczyzn (ponad 80% dwudziestoparolatek nie dzieliło już przestrzeni mieszkalnej z żadnym z rodziców biologicznych, w porównaniu do 70% rówieśników wśród mężczyzn na zachodzie i 50% na wschodzie). Jednak i w tym wypadku tempo spadku było na Kresach wyższe niż na zachodzie.

Choć tak silne kontrasty mogą wskazywać na współlistnienie dwóch odmiennych modeli opuszczania domu rodzinnego na ziemiach polsko-litewskich – wczesnego na zachodzie kraju (ze Śląskiem) oraz opóźnionego na Kresach wschodnich, trudno o jednoznaczną interpretację wykresów 1–2. Choć skłonność do opuszczania rodziny pochodzeniowej mogła, w rzeczy samej, stanowić podstawową determinantę zilustrowanych rozkładów, to kształt krzywych na wykresach mógł mieć również inne przyczyny. Po pierwsze, cząstkowe współczynniki, jakimi posłużyliśmy się powyżej, nie biorą pod uwagę umieralności niemowląt i dzieci, których uwzględnienie niewątpliwie podwyższyłoby skalę współmieszkania generacji. Znacznie poważniejszy wpływ na powyższe obliczenia mogła mieć intensywność zgonów w generacjach wstępnymi decydująca o skali całkowitego sieroctwa biologicznego, trudno bowiem współmieszkać z rodzicami, jeśli ci już nie żyją<sup>124</sup>. Podstawowe wyzwanie na tym etapie badań stanowiło zatem określenie, jaka część osób posiadających żyjących rodziców faktycznie współmieszkała z przynajmniej jednym z nich; bądź – odwrotnie: jaka frakcja populacji spisowej mieszkającej bez rodziców była faktycznymi sierotami.

Posiadany materiał empiryczny nie pozwala na wyjaśnienie tej kwestii, do tego wszak potrzeba danych o rozkładach częstotliwości posiadania żyjących rodziców wedle wieku, o czym historyczne spisy ludności nie informują. W sukurs przychodzą nam jednak wyniki mikrosymulacji, dostarczając oczekiwanych współczynników posiadania żyjących rodziców wedle wieku, płci oraz przynależności regionalnej osoby odniesienia<sup>125</sup>. Porównanie modelowych rozkładów prawdopodobieństwa posiadania żyjących rodziców z częstotliwościami wystę-

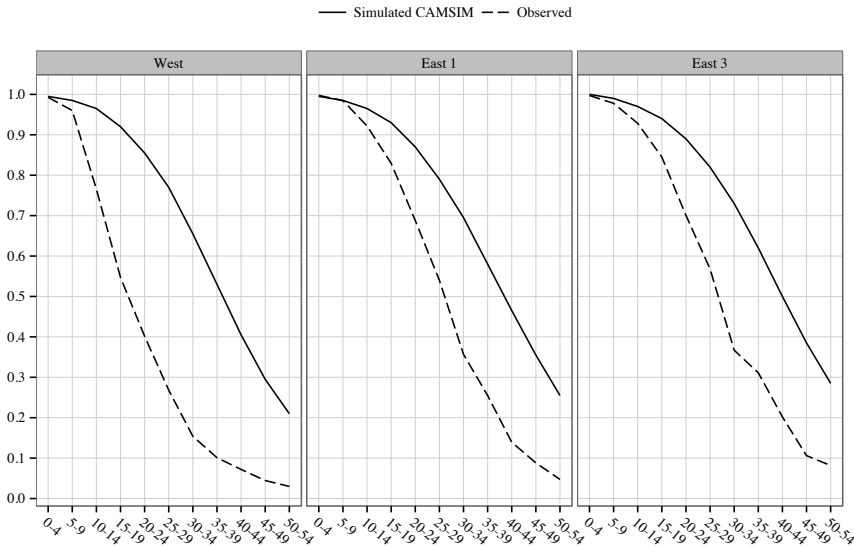
<sup>124</sup> Piotr Szukalski, *Wielkość i struktura rodziny*; tenże, *Sieroctwo biologiczne osób nieletnich w Polsce w długookresowej perspektywie*, RSR 18, Poznań 2007, s. 163–186.

<sup>125</sup> Z teoretycznego punktu widzenia rozkład liczby żyjących rodziców odnosić się powinien do czterech sytuacji: 1) oboje rodzice żyją, 2) żyje tylko matka, 3) żyje tylko ojciec, 4) oboje

pującymi w spisach (rodzice współmieszkający) pozwala ustalić stopień, w jakim oddziaływanie czynników demograficznych stanowiło główną determinantę wzorców rezydencjalnych zaobserwowanych w materiale empirycznym. Postępując w ten sposób, różnicę między oczekiwanymi (prawdopodobnymi) współczynnikami współmieszkania pokoleń a wartościami faktycznie zaobserwowanymi można przypisać skłonności do opuszczania domu rodzinnego.

Tak zorganizowane dane pokazują wykresy 3–4, na których wartości oczekiwane i faktyczne współmieszkania z przynajmniej jednym rodzicem ujęto z podziałem na płeć i wiek osoby odniesienia, oraz jej przynależność regionalną. Obserwacja współzależności obu krzywych na wykresach wskazuje dobitnie, że we wszystkich populacjach spisowych czynniki demograficzne nie stanowiły wyłącznej determinanty współmieszkania z rodzicami, wszędzie bowiem dane empiryczne przyjmują wartości niższe od oczekiwanych, tj. podyktowanych wyłącznie działaniem czynników demograficznych. Rozbieżność jest szczególnie wyraźna w grupie kobiet, sugerując, że w badanych regionach mamy *de facto* do czynienia z masowym opuszczaniem domu rodzinnego przez osoby płci żeńskiej, nie zaś ze statystycznym artefaktem.

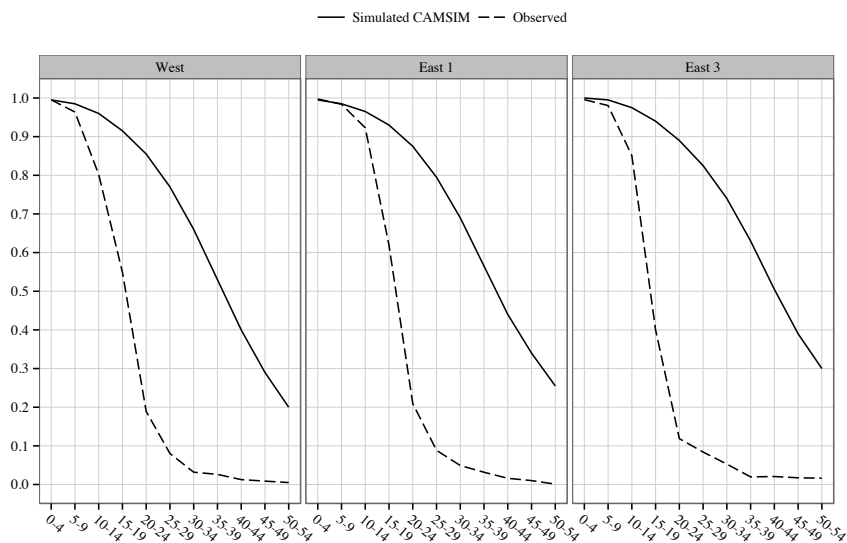
Wykres 3. Wartości oczekiwane i faktyczne współmieszkania z przynajmniej jednym rodzicem wedle wieku osoby odniesienia, i przynależności regionalnej (mężczyźni)



Źródło: CEURFAMFORM Database oraz J. Oeppen, M. Szołtysek: CAMSIM Poland–Lithuania.

rodzice nie żyją. Częstość współmieszkania (czy posiadania) jednego z żyjących rodziców stanowi wygodną formę uproszczenia tych wariantów.

Wykres 4. Wartości oczekiwane i faktyczne współmieszkania z przynajmniej jednym rodzicem wedle wieku osoby odniesienia, i przynależności regionalnej (kobiety)



Źródło: CEURFAMFORM Database oraz J. Oeppen, M. Szołtysek: CAMSIM Poland–Lithuania.

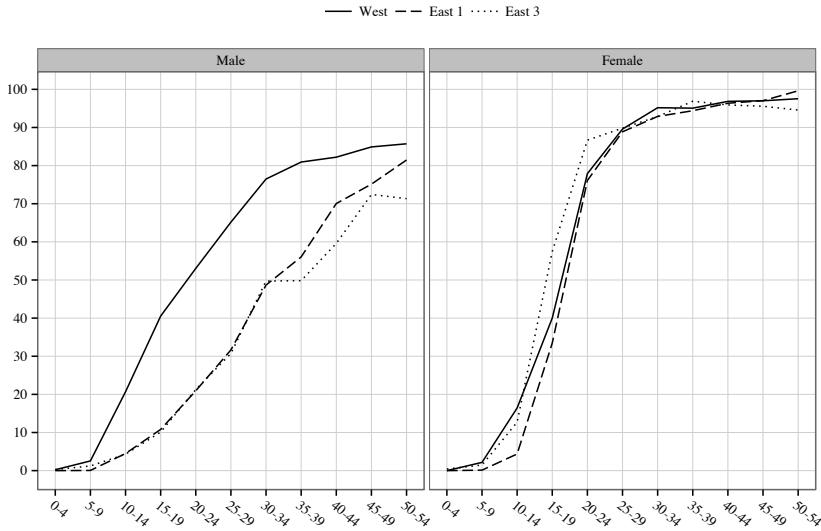
Skala rozbieżności krzywych pomiędzy regionami na wykresie 3 nie pozostawia z kolei wątpliwości, że mamy do czynienia z dramatycznym podziałem ziem polsko-litewskich pod względem tempa opuszczania domu rodzinnego wśród mężczyzn. Narzuca się przede wszystkim odmiennosc zgrupowania zachodniego (WEST), w którym średni spadek wskaźnika współmieszkania był w rozkładach rzeczywistych przeciętnie trzy razy większy niż w wartościach oczekiwanych, podczas gdy w populacjach wschodnich rozbieżność między modelem a rzeczywistością była wyraźnie mniejsza. Przepaść między zachodem a wschodem na ziemiach polsko-litewskich szczególnie mocno zaznacza się wśród nastolatków oraz dorosłej młodzieży, a więc w grupach najbardziej podatnych na prawdopodobieństwo opuszczenia domu.

W celu lepszego wyrażenia tych zależności, na wykresie 5 zaprezentowano zróżnicowanie cząstkowego współczynnika „skłonności” (*propensities*) obliczonego dla współmieszkania z przynajmniej jednym rodzicem, w ujęciu regionalnym. Współczynnik ten określa udział procentowy osób, które mając demograficzne możliwości takiego współmieszkania, faktycznie nie korzystały z niego, a wyznaczamy go każdorazowo jako iloraz wartości zmiennej empirycznej do oczekiwanej (odsetek osób współmieszkających z rodzicem dzielimy przez odsetek osób posiadających przynajmniej jednego żyjącego rodzica). Tak zdefiniowany współczynnik „skłonności” dostarcza bardziej miarodajnych pomiarów



intensywności opuszczania domu rodzinnego, to jest nieobciążonych wpływem zakłóceń czysto demograficznych<sup>126</sup>.

Wykres 5. Częstkowy współczynnik „skłonności” (*propensities*) do współmieszkania z przynajmniej jednym rodzicem, wedle płci, wieku i przynależności regionalnej osoby odniesienia



Źródło: CEURFAMFORM Database oraz J. Oepen, M. Szołtysek: CAMSIM Poland–Lithuania.

Porównanie rozkładów współczynnika dla populacji mężczyzn w trzech regionach unaocznia przebiegające na linii wschód–zachód odmienności w obrębie Rzeczypospolitej. Na zachodzie, opuszczanie domu przez mężczyzn zaczynało się

<sup>126</sup> Por. S. Ruggles, *Prolonged connections* [6], 120–121; także K. Schürer, *Leaving home* [121]. Oczywiście, nie eliminuje to innych źródeł zakłóceń, które mogą występować w materiałach o charakterze przekrojowym (zob. R. Poniat, *Wiek opuszczania* [123], s. 15 i n). Przeprowadzając powyższe obliczenia, pamiętamy jednocześnie, że nie wszyscy opuszczali dom rodzinny. Poza wypadkami absolutnej neolokalności (raczej ahistorycznymi), potomstwo wyznaczone do przejścia rodzinnej schedy mogło w istocie nigdy „nie opuszczać” domu rodzinnego, przechodząc od pozycji dziecka w gospodarstwie, do roli jego faktycznego kierownika bez zachodzenia zmiany rezydencjalnej. W celu częściowego usunięcia potencjalnego wpływu tych zakłóceń na nasze obliczenia, w oparciu o szczegółową obserwację położenia wybranych jednostek w konkretnych wspólnotach mieszkalnych i analizę kontekstu, w jakim w danym regionie dokonywała się wymiana międzypokoleniowa i przejmowanie gospodarstw, niektóre z osób poniżej 50. roku życia niemieszkających z żadnym z rodziców uznano za reprezentujących kontynuację dawnej wspólnoty rezydencjalnej. Osoby te (474 wypadki) zostały zakodowane w bazie danych w taki sposób, że tworzyły one wspólną kategorię z osobami współmieszkającymi z rodzicami.

wyraźnie wcześniej niż na terenach wschodnich: już wśród nastolatków (grupa wiekowa 15–19), 40% chłopców mających teoretyczne szanse dzielenia przestrzeni mieszkalnej z przynajmniej jednym z rodziców, mieszkało poza rodziną pochodzeniową (zaledwie 10% w skupieniach wschodnich). Udział tej kategorii wśród mężczyzn rósł wraz z wiekiem, a wśród starszych trzydziestolatków proces opuszczania domu rodzinnego był praktycznie zakończony, w przeciwieństwie do populacji wschodnich, w których nie tylko zaczynał się on później, ale i trwał dłużej. Podczas gdy na zachodzie Rzeczypospolitej ponad 50% mężczyzn z kohorty syntetycznej opuszczało dom rodzinny przed upływem dwudziestego roku życia, na Kresach przejście jednostki z jednego stanu rezydencjalnego do drugiego następowało przeciętnie 10 do 15 lat później. Co więcej, w populacjach wschodnich proces ten na żadnym etapie cyklu życia nie skutkował porównywalnie wysokimi współczynnikami skłonności. Posługując się terminologią wprowadzoną przez Modella<sup>127</sup> należy zatem uznać, że badane tu zbiorowości mężczyzn różniły się nie tylko fazą cyklu życia, w której większość jednostek doświadczała opuszczenia domu rodzinnego, lecz także ogólną rozciągłością badanego procesu w całości drogi życiowej.

W porównaniu do mężczyzn, zbiorowości kobiet wykazują znacznie mniej różnic regionalnych. We wszystkich badanych populacjach kobiety charakteryzowały się bardzo silną skłonnością do opuszczenia domu rodzinnego. Odsetki nastolatek i młodych kobiet mieszkających poza rodzinami biologicznymi były szczególnie wysokie na Polesiu (EAST 3), wskazując, że proces wczesnego opuszczania domu rodzinnego miał tam charakter szczególnie intensywny.

Współczynniki cząstkowe przedstawione na wykresie 5 mogą posłużyć do obliczenia średniego wieku opuszczania domu posługując się metodologią często stosowaną w analizie danych przekrojowych, a więc zawierających informacje jedynie na temat aktualnego stanu pobytu jednostki (*current-status data*)<sup>128</sup>. Posługując się techniką analogiczną do opracowanej w 1953 roku przez Johna Hajnała do obliczenia średniego wieku zawierania małżeństw z danych spisowych<sup>129</sup>, możemy oszacować tzw. *singulate mean age at leaving home* (SMALH). Materiałem wyjściowym do jego obliczenia są skorygowane za pomocą mikrosymulacji pro-

<sup>127</sup> J. Modell i in., *Social Change* [116].

<sup>128</sup> Zob. E. Frątczak, *Modelowanie cyklu życia* [73], s. 23. Robili to wcześniej K. Schürer, *Leaving home* [121] oraz John Day, *The Relationship between Leaving the Parental Home and Migration: Evidence from the 1881 Census Enumerators' Books*, referat wygłoszony na British Society for Population Studies Conference, University of Nottingham, 2012.

<sup>129</sup> Polegała ona na szacowaniu przeciętnego wieku zawierania małżeństw za pomocą średniej ważonej obliczonej dla zmieniających się proporcji osób pozostających w stanie wolnym do 50 roku życia; zob. J. Hajnal, *Age at Marriage and Proportions Marrying*, PS 7, 1953, issue 2, s. 111–136, oraz K. Schürer, *A note concerning the calculation of the singulate mean age at marriage*, „Local Population Studies” 43, 1989, s. 67–69.

porcje osób pozostających w domu rodzinnym w kolejnych pięcioletnich grupach wiekowych, w każdej obliczane jako 100%, pomniejszone o wartość współczynnika skłonności. Wynik stosownej operacji algebraicznej interpretujemy – przenosząc rozumowanie Hajnala – jako miarę średniego wieku osób opuszczających dom rodzinny przed upływem 50. roku życia<sup>130</sup>, przy założeniu, iż zdecydowana większość osób opuszczających dom rodzinny czyni to przed tym progiem wiekowym oraz przyjmując, iż wyjście z domu było procesem jednokierunkowym i definitywnym<sup>131</sup>.

Tabela 4. Średni wiek opuszczania domu rodzinnego, według typu miary, płci oraz regionu (w latach)

| Region | SMALH (skorygowany) |      | SMALH (surowy) |      |
|--------|---------------------|------|----------------|------|
|        | M                   | F    | M              | F    |
| WEST   | 20,3                | 18,6 | 20,4           | 18,0 |
| EAST1  | 29,7                | 20,3 | 27,5           | 19,3 |
| EAST2  | 29,2                | 16,9 | 27,7           | 16,7 |

Uwaga: SMALH obliczono na danych zgrupowanych w pięcioletnie kohorty.

Źródło: CEURFAMFORM Database.

Uzyskane tą drogą wyniki zamieszczono w tabeli 4, uzupełniając je wartościami SMALH obliczonymi bez korekty mikrosymulacyjnej (a więc dla współczynników współmieszkania z przynajmniej jednym rodzicem wyciągniętych bezpośrednio ze spisów). I w tym wypadku, różnice regionalne narzucają się szczególnie wyraźnie da zbiorowości mężczyzn, bez względu na charakter pomiaru. Najwcześniej opuszczali dom rodzinny młodzi mężczyźni na terenach zachodnich (średnio w wieku około 20 lat), podczas gdy ich rówieśnicy na wschodzie czynili to przeciętnie 10 lat później. Zgodnie z oczekiwaniami, wiek kobiet w momencie opuszczania domu rodzinnego w populacjach regionalnych był bardziej zbliżony, wszędzie też proces ten zachodził wcześniej niż w zbiorowości mężczyzn.

<sup>130</sup> Dosłownie: jako średnią liczbę lat spędzonych w statusie rodzinnym (rodziny pochodzeniowej) przez przedstawicieli kohorty hipotetycznej, którzy opuścili gniazdo domowe przed upływem 50. urodzin (zob. też Peter C. Smith, *Indexes of nuptiality: Asia and the Pacific*, „Asian and Pacific Census Forum” 5, 1978, no. 2, s. 1–13; K. Schürer, *A note* [129]).

<sup>131</sup> J. Hajnal, *Age at Marriage* [129]. Pierwsze z założeń dość łatwo obronić, drugie może być – rzecz jasna – bardziej problematyczne; zob. szerszą dyskusję techniczną w M. Szołtysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], rozdz. 6, oraz uwagi w przypisie 126 (wyżej). Zob. też R. Poniat, *Wiek opuszczania* [123]. Por. R. H. Steckel, *The age at leaving home* [116], s. 528, oraz K. Schürer, *Leaving home* [121], s. 56, odnośnie do założeń przyjmowanych przez różnych badaczy podejmujących się obliczenia SMALH.

Przedstawione dane mogłyby, rzecz jasna, stać się przedmiotem obszernej dyskusji, na którą jednak nie możemy sobie w tym miejscu pozwolić<sup>132</sup>. Zamiast tego chcielibyśmy pokusić się o krótką notę porównawczą. W momencie kończenia prac nad niniejszym tekstem ukazał się pouczający artykuł dra Radosława Poniata, w którym Autor również podjął się obliczenia średniego wieku opuszczania domu rodzinnego na ziemiach polskich, choć ograniczył się do wybranych ziem koronnych<sup>133</sup>. W oparciu o zebrany materiał o charakterze *quasi*-biograficznym, Poniat ustalił wiek opuszczania domu rodzinnego na 15 lat, uznając jednocześnie, że „mężczyźni nie różnili się w tym względzie od kobiet”<sup>134</sup>. Nie przesądzając w tym momencie przyczyn i zasadności rozbieżności naszych ustaleń – mamy bowiem do czynienia z badaniami przeprowadzonymi w oparciu o inną podstawę źródłową, ponadto o wyraźnie odmiennym zakresie terytorialnym, oraz inne metody obliczenia<sup>135</sup>, proponuję w tym momencie uznać dane przedstawione w niniejszym opracowaniu za reprezentujące górne granice rzeczywistego wieku opuszczania gniazda rodzinnego, przynajmniej w odniesieniu do zgrupowania WEST.

Tabela 5. Wiek opuszczania domu rodzinnego na ziemiach polsko-litewskich oraz w wybranych populacjach europejskich

| Płeć | Regiony |        |        |        |                          |                           |                        |                             |                   |              |                      |
|------|---------|--------|--------|--------|--------------------------|---------------------------|------------------------|-----------------------------|-------------------|--------------|----------------------|
|      | West    | East 1 | East 2 | East 3 | Scania (Szwecja, XIX w.) | Ardennes (Belgia, XIX w.) | Herve (Belgia, XIX w.) | Casalguidi (Włochy, XIX w.) | Anglia, 1751–1819 | Anglia, 1851 | Anglia i Walia, 1881 |
| M    | 20,3    | 29,7   | 24,7   | 29,2   | 17,8                     | 29,0                      | 29,1                   | 23,5                        | 28,0              | 17,7         | 20,5                 |
| K    | 18,6    | 20,3   | 20,0   | 16,9   | 18,1                     | 27,0                      | 28,0                   | 24,0                        | 25,5              | 16,6         | 18,4                 |

CEURFAMFORM: SMALH skorygowany za pomocą mikrosymulacji (za wyjątkiem EAST 2).

Anglia 1751–1819: średni wiek z biografii (C.G. Pooley, J. Turnbull, *Migration from the parental home* [116], s. 375–402).

Anglia 1851: SMALH (K. Schürer, *Leaving home in England* [121]).

Anglia i Walia 1881: SMALH skorygowany dla umieralności rodziców (J. Day, *The Relationship between Leaving the Parental Home* [128]).

Inne: średni wiek opuszczenia domu rodzinnego po raz pierwszy osób pod ciągłą obserwacją od 10. roku życia (Martin Dribe, Matteo Manfredini, Michel Oris, *The roads to reproduction: comparing life-course trajectories*

<sup>132</sup> Zob. jednak M. Szoltysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], rozdz. 6.

<sup>133</sup> R. Poniat, *Wiek opuszczania* [123].

<sup>134</sup> Tamże, s. 26. Dla kategorii wyłącznie chłopów wartość ta wynosiła średnio 17 lat.

<sup>135</sup> Tamże, s. 20 i n.

in preindustrial Eurasia, w: *Similarity in difference: marriage in Europe and Asia, 1700–1900*, red. Christer Lundh, Satomi Kurosu, Cambridge (MA) 2014, s. 89–120).

Trzeba w tym miejscu zwrócić uwagę, iż w świetle dostępnych danych porównawczych (zob. tab. 5) przyjęcie wartości obliczonych przez Poniata stawiałoby dawne ziemie koronne w rzędzie absolutnej awangardy wczesnego opuszczania domu w Europie późnej nowożytności, co, zważywszy bez wątpienia większy niż w Polsce zasięg społeczny zjawiska służby niezawodowej w przynajmniej niektórych porównywanych społeczeństwach (jak południowa Szwecja), może budzić wątpliwości. Zaznaczmy przy okazji, że kontrowersja, z jaką mamy w tym wypadku do czynienia, jest raczej typowa dla badań nad wiekiem opuszczania domu rodzinnego również w innych krajach, o czym świadczą diametralnie różne wyniki uzyskane dla Anglii przez różnych badaczy (tab. 5; i w tym wypadku, zdaje się, że przyczyna leżała zarówno w innych typach źródeł, jak i innych metodach obliczeniowych). Rzecz wymaga dalszych, pogłębionych studiów.

### Współmieszkanie generacji

Choć historia i antropologia dostarczają bogactwa podstawowych form organizacji rodzinnej, z których każda charakteryzowała się specyficzną dynamiką jednostkowego biegu życia i cyklu rozwojowego gospodarstwa oraz sobie tylko właściwą determinantą demograficzną<sup>136</sup>, dyskusja nad geografiami form rodziny w Europie (czy szerzej – Eurazji) pozostaje zdominowana przez zagadnienie współmieszkania generacji<sup>137</sup>. Sprzyja temu zachodzące w ostatnich dekadach odchodzenie od badania gospodarstw domowych na rzecz obserwacji jednostkowych wzorców rezydencjalnych (z uwzględnieniem biegu życia)<sup>138</sup>. Otwiera ono nowe możliwości w zakresie klasyfikacji systemów rodzinnych, szczególnie obiecujące jeśli chodzi o rozróżnienia między dwoma szczególnymi systemami organizacji rodzinnej: formą wertykalnego rozszerzenia rodziny w ramach współmieszkania trzech generacji w tak zwanych *stem families*, oraz wielokrotnie złożonymi gospodarstwami domowymi poszerzonymi o krewnych w linii

---

<sup>136</sup> Stevan Harrell, *Human Families. Social Change in Global Perspective*, Oxford 1997; Andre Burguière, Francois Lebrun, *The One Hundred and One Families of Europe*, w: *A History of the Family*, vol. 2: *The Impact of Modernity*, red. Andre Burguière, Christaine Klapisch-Zuber, Martine Segalen, Françoise Zonabend, Cambridge 1996, s. 11–94; Jack Goody, *Comparing family systems in Europe and Asia: are there different sets of rules?*, PDR 22, 1996, issue 1, s. 1–20.

<sup>137</sup> S. Ruggles, *Reconsidering* [13]; tenże, *Stem Families* [13]; M. Szołtysek, *Households and family systems* [1]; także Miriam King, Samuel H. Preston, *Who Lives with Whom? Individual versus Household Measures*, JFH 15, 1990, no. 2, s. 117–132.

<sup>138</sup> S. Ruggles, *The Future* [14].

bocznej (*joint-families*)<sup>139</sup>. Na ogół zgodnie uznaje się, że wskazane systemy rodzinne generowały odmienne skutki demograficzne dla tworzących je osób, odpowiadały kontrastującym systemom opiekuńczości i sieci wsparcia, a tym samym decydowały o jakości życia jednostek i rodzin<sup>140</sup>.

W dalszej dyskusji skoncentrujemy się na przedstawieniu empirycznych regularności w zakresie współmieszkania pokoleń na ziemiach dawnej Rzeczypospolitej. W tym celu, w pierwszej kolejności posłużymy się cząstkowymi odsetkami mężczyzn w wieku 30 lat i więcej, współmieszkających z przynajmniej jednym żonatym synem; w drugim, skupimy się wyłącznie na osobach starych (mężczyznach w wieku 65+) żyjących w rodzinach wielopokoleniowych, wśród których – posługując się zmodyfikowanymi definicjami Rugglesa – wyodrębniemy *stem-* i *joint-families*<sup>141</sup>. W obydwu przypadkach celem zasadniczym będzie próba

<sup>139</sup> *The Stem Family in Eurasian Perspective* [14]; S. Ruggles, *Reconsidering* [13]; tenże, *Stem Families* [13]; S. Gruber, M. Szołtysek, *Stem Families, Joint Families* [13]; Mikołaj Szołtysek, Siegfried Gruber, *Living arrangements of the elderly in two Eastern European joint-family societies: Poland–Lithuania around 1800 and Albania in 1918*, „The Hungarian Historical Review” 3, 2014, issue 1, s. 101–140. Z pojęciem *stem family* (*Stammfamilie, famille souche*) wiąże się w literaturze przedmiotu trzy główne obszary znaczeń. Odnosić się ono może do: 1) specyficznych mechanizmów sukcesyjnych, w których wszystkie dzieci wraz z zawarciem małżeństwa odchodzą z rodzinnego domu, za wyjątkiem jednego, wybranego przez głowę rodziny sukcesora, który nawet po ślubie pozostaje w gospodarstwie oczekując na schedę; 2) charakterystycznej struktury rodziny gospodarczej, tworzonej przez współmieszkające ze sobą trzy pokolenia; 3) systemu rodzinnych wartości i norm zachowań, w których miejsce szczególne zajmuje identyfikacja jednostki z gospodarstwem, ziemią i rodzinną tradycją; zob. Joseph Ehmer, *House and the Stem Family in Austria*, w: *The Stem Family in Eurasian Perspective* [14], s. 59; Peter Laslett, *Introduction: the history of the family*, w: *Household and family in past time*, red. Peter Laslett, Richard Wall, Cambridge 1972, s. 16–19; ostatnio: Mikołaj Szołtysek, *A stem-family society without the stem-family ideology? The case of eighteenth-century Poland*, HF, doi.org/10.1080/1081602X.2016.1198712. Na temat różnych definicji *joint-families*, zob. Triloki N. Madan, *The joint family: A terminological clarification*, „International Journal of Comparative Sociology” 3, 1962, s. 7–10.

<sup>140</sup> Monica Das Gupta, *Kinship systems and demographic regimes*, w: *Anthropological Demography: Toward a New Synthesis*, red. David I. Kertzer, Tom Fricke, Chicago 1997, s. 36–52; William G. Skinner, *Family Systems and Demographic Processes*, w: *tamże*, s. 53–95; Mikołaj Szołtysek, *Family systems and welfare provision in the Polish-Lithuanian Commonwealth: discrepancies and similarities*, „Białoruskie Zeszyty Historyczne” 2015 (42), s. 194–227.

<sup>141</sup> S. Ruggles, *Reconsidering* [13]; tenże, *Stem Families* [13]. Za struktury *stem-family* uznajemy te, w których osoby stare współmieszkają z nie więcej jak jednym żonatym synem; struktury *joint-family* to te, w których seniorzy współmieszkają z przynajmniej dwoma żonatymi synami pod jednym dachem. Skupienie uwagi na mężczyznach i współmieszkanii wyłącznie z potomstwem męskim pozwala zminimalizować zakłócenia wywołane niedoszacowaniem starszych roczników kobiet w populacjach spisowych; zarazem, wychodzi ono naprzeciw dominującej w badanych społecznościach patrylokalności w lokalizacji małżeństw. Ponadto, ponieważ kobiety przeciętnie dożywają starszego wieku niż mężczyźni, analizując uchwycone w spisach współmieszkanie wdów z potomstwem, znacznie trudniej rozstrzygnąć, czy stanowi ono wynik typowego dla *stem-family* cyklu rozwoju rodziny, czy raczej jest wynikiem reinkorporacji starszej generacji do założonego uprzednio neolokalnie gospodarstwa młodszej generacji (zob. David I. Kertzer, *Toward a Historical Demography of Aging*, w: *Aging in the Past: Demography, Society, and Old Age*, red. David I. Kertzer i Peter Laslett, Berkeley 1995, s. 377.

interpretacji wzorców uchwyconych w materiałach spisowych przez pryzmat ich związku z dynamiką demograficzną danej społeczności. Ponadto, zasygnalizujemy możliwości pewniejszej klasyfikacji form współmieszkania występujących na danych terenach.

Niniejsza agenda wyrasta poniekąd z potrzeby pogłębionej refleksji nad rolą uwarunkowań demograficznych w porównawczych studiach z historii rodziny, również w odniesieniu do nauki polskiej. Intrygującym odkryciem ostatnich lat było zauważenie, iż model rodziny nuklearnej – zgodnie uznawany za właściwy przede wszystkim społeczeństwom Europy Północno-Zachodniej<sup>142</sup>, występował również na znacznych połaciach Europy uznawanych za „peryferyjne”, w tym w Europie Wschodniej. Zwrócono uwagę, iż skala uproszczenia struktur rodzinnych na ziemiach Korony w okresie staropolskim (gdzie pod koniec XVIII wieku, blisko 80% gospodarstw domowych miało strukturę prostą), znacząco przewyższała skalę odpowiedniego zjawiska w grupie parafii uznawanych za „typowe” dla Anglii doby przedprzemysłowej<sup>143</sup>. Pokusa uznania tych wyników za podstawę do zakwestionowania rozpowszechnionych w demografii historycznej upraszczających geografii rodzinnych Europy jest bez wątpienia duża, wielu jej zresztą uległo<sup>144</sup>, czyniąc to jednak trzeba zachować ostrożność. Należy wszak pamiętać, że społeczeństwo, w którym 30, 44 i blisko 60% mężczyzn nie posiadało żyjących rodziców odpowiednio przy 25., 30., czy 35. urodzinach (społeczeństwo staropolskie), nie może być porównywane z takim, w którym odpowiednie współczynniki były w tym samym okresie prawie dwukrotnie niższe (Anglia)<sup>145</sup>. Główna lekcja płynąca w tym wypadku z uwzględniania wpływu czynników demograficznych na formę rodziny oznaczałaby, że ziemie koronne w okresie staropolskim miały bezwzględnie gorsze warunki dla tworzenia gospodarstw wielorodzinnych. A zatem, surowego wskaźnika nuklearyzacji struktury gospodarstw nie sposób traktować jako obiektywnej miary powszechności rodziny prostej na tych terenach, jego wysokie wartości mogły być bowiem wywołane nie przez czynniki ideacyjne (a więc, jak powiedzielibyśmy, skłonność mieszkańców ku tej właśnie formie współmieszkania), a w znacznym stopniu przez ograniczające działanie demografii.

<sup>142</sup> J. Hajnal, *Two kinds* [117]; zob. też dyskusję w S. Ruggles, *Reconsidering* [13].

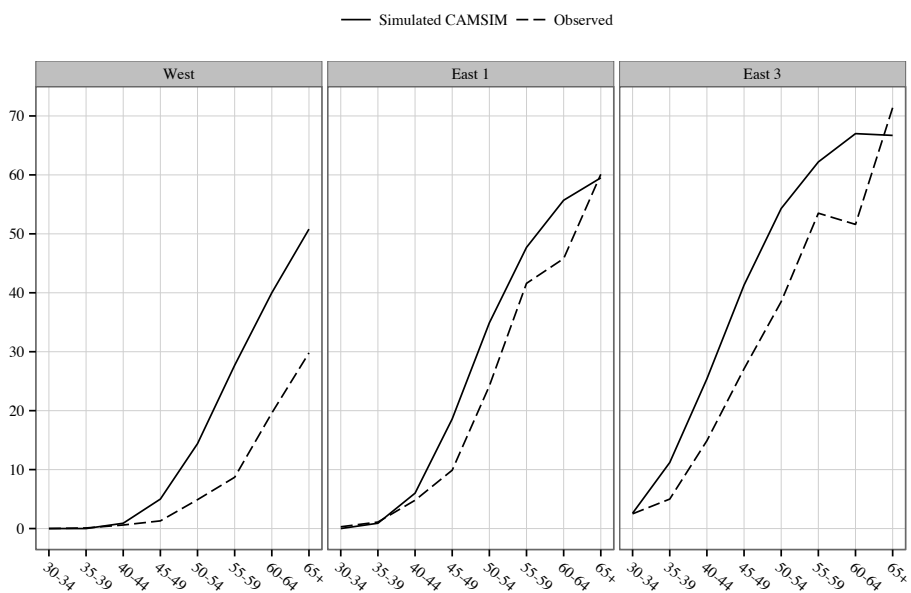
<sup>143</sup> M. Szoltysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], rozdz. 10; również, tenże, *Three kinds of preindustrial* [49]; podobnie M. Kopczyński, *Studia* [65]; por. P. Laslett i in., *The English Evidence on Household Structure* [35], s. 70–73.

<sup>144</sup> Mikołaj Szoltysek, *The genealogy of Eastern European difference: an insider's view*, „Journal of Comparative Family Studies” 43, 2012, no. 3, s. 335–371; M. Kopczyński, *Studia* [65]; także Cezary Kukło, *Kobieta samotna w społeczeństwie miejskim u schyłku Rzeczypospolitej szlacheckiej. Studium demograficzno-społeczne*, Białystok 1998.

<sup>145</sup> Dane dla ziem polskich z mikrosymulacji CAMSIM; dla Anglii: J. E. Smith, J. Oeppen, *Estimating numbers* [38], s. 314, tab. 16A.8.

Pamiętając o tych zasadniczych zależnościach, powracamy do analizy materiału empirycznego. Na wykresie 6 za pomocą linii przerywanej przedstawiono odsetki mężczyzn współmieszkających z przynajmniej jednym żonatym synem, wedle wieku rodzica i w rozbiciu na regiony. Z powodów zasadniczo demograficznej natury (kariera reprodukcyjna rodzica oraz dynamika wchodzenia w małżeństwo w pokoleniu zstępnym), we wszystkich skupieniach skala współmieszkania pokoleń była wyraźną funkcją wieku osoby odniesienia. Jednak poza wspólnym trendem ogólnym, tak pod względem zmian ilościowych (*quantum*), jak i kalendarzowych (*tempo*) w rozkładach interesującej nas zmiennej, populacje regionalne zachowywały się diametralnie różnie.

Wykres 6. Wartości oczekiwane i faktyczne współmieszkania z przynajmniej jednym żonatym synem wedle wieku osoby odniesienia i przynależności regionalnej (mężczyźni)



Źródło: CEURFAMFORM Database oraz J. Oeppen, M. Szoltysek: CAMSIM Poland–Lithuania.

Na terenach zachodnich współmieszkanie rodziców z pożenionym potomstwem było wyraźnie opóźnione w stosunku do regionów kresowych. Co ważniejsze, na późniejszych etapach biegu życia nigdy nie osiągało ono podobnego natężenia jak na wschodzie. Typową dla zachodu częstotliwość współmieszkania osób starych (65+) z przynajmniej jednym żonatym synem, w populacjach wschodnich osiągały już roczniki 15 i więcej lat. Szczególnie silną tendencję



do współmieszkania z rodzinami potomstwa męskiego obserwujemy na Polesiu (EAST 3), gdzie następowało ono najwcześniej, osiągając przy tym nigdzie indziej niespotykane rozmiary.

Podczas gdy proporcje mężczyzn współmieszkających z przynajmniej jednym żonatym synem możemy obliczyć bezpośrednio ze spisów, dane te nie mówią nam nic o tym, czy frakcje te reprezentowały całość zjawiska, jakie mogło zajść w danych warunkach demograficznych, czy tylko jego część. Innymi słowy, chcielibyśmy wiedzieć, czy byli tacy (i, ewentualnie, ilu ich było w stosunku do całości populacji mężczyzn), którzy mając obiektywne możliwości współmieszkania z rodzinami synów, faktycznie nie czynili tego.

Do odpowiedzi przybliży nas analiza rozkładów przedstawionych na wykresie 6 za pomocą linii ciągłych. Posługując się danymi z mikrosymulacji, za ich pomocą dla każdego ze skupień oraz dla każdej z grup wiekowych zilustrowano maksymalne oczekiwane odsetki mężczyzn posiadających przynajmniej jednego żyjącego potomka pozostającego w stanie małżeńskim. Innymi słowy, wartości te pokazują, jak wyglądałyby nasze wyniki w sytuacji, gdy każdy z mężczyzn posiadających żonatych synów współmieszkałby przynajmniej z jednym z nich na konkretnym etapie swego życia.

I w tym wypadku (por. wykresy 3–4) wartości oczekiwane nigdzie nie pokrywają się z danymi rzeczywistymi. Zarazem, populacje trzech skupień różnią się zasadniczo pod względem stosunku empirycznie uchwyconych zachowań do odpowiadających im możliwości demograficznych. Ponownie, największym rozstępem między dwoma miarami współmieszkania charakteryzują się tereny zachodnie, gdzie w porównaniu do Kresów znacznie rzadziej zdecydowano się na współmieszkanie z żyjącym potomstwem. Ta rozbieżność zaznacza się szczególnie w grupie wiekowej 45–49 lat, w której tylko co czwarty z mężczyzn mający przynajmniej jednego żonatego syna faktycznie funkcjonował w ramach wspólnoty mieszkalnej poszerzonej o zstępne pierwszego stopnia i jego komórkę małżeńską (w porównaniu do prawie 7/10 mężczyzn na Polesiu). W przeciwieństwie do zachodu, na Kresach różnica między wartościami oczekiwanymi a rzeczywistymi zanika niemal całkowicie w najstarszych grupach wiekowych.

Dalsze możliwości płynące z konfrontacji danych empirycznych z mikrosymulacją ilustruje porównanie odsetka osób starych (mężczyzn 65+) żyjących w konfiguracjach rodzinnych typu *stem* lub *joint* w poszczególnych regionach. Przyjmując, w zgodzie z konwencją, za osoby stare w formacjach typu *stem-family* mężczyzn żyjących z nie więcej niż jednym żonatym synem, a za ich odpowiedniki w *joint-families* mężczyzn z przynajmniej dwojgiem żonatych synów, dane w tabeli 6 organizujemy w dwóch podstawowych panelach odpowiadających dwóm badanym formom współmieszkania, w każdym z nich wyróżniając wartości oczekiwane (obliczone za pomocą CAMSIM) oraz rzeczywiste

(spisowe). Takie uszeregowanie danych pozwala określić, po pierwsze – jaka proporcja konstelacji typu *stem* mogących teoretycznie wystąpić w populacjach seniorów, w istocie wystąpiła w materiale empirycznym; po drugie – jak bardzo rozbieżne były formy rezydencjalne badanych mężczyzn w stosunku do maksimum złożoności typu *joint* możliwej do osiągnięcia w konkretnych warunkach demograficznych.

Tabela 6. Odsetek mężczyzn seniorów (65+) współmieszkających z przynajmniej z jednym/przynajmniej dwoma żonatymi synami: wielkości oczekiwane i rzeczywiste

| Region | Współmieszkanie z przynajmniej jednym żonatym synem |                     |   | Współmieszkanie z przynajmniej dwoma żonatymi synami |                     |   |
|--------|---|---------------------|---|--|---------------------|---|
|        | A   | B                   | C   | D  | E                   | F   |
|        | wartość oczekiwana                                  | wartość rzeczywista | iloraz wartości rzeczywistej do oczekiwanej (wskaźnik skłonności; <i>propensity</i> ) | wartość oczekiwana                                   | wartość rzeczywista | skorygowany iloraz wartości rzeczywistej do oczekiwanej (wskaźnik skłonności; <i>propensity</i> ) |
| WEST   | 51  | 30                  | 59  | 17   | 0,4                 | 2   |
| EAST 1 | 62  | 60                  | 97  | 26   | 18                  | 69  |
| EAST 3 | 66  | 65                  | 98  | 31   | 29                  | 93  |

Źródło: CEURFAMFORM Database oraz J. Oeppen, M. Szołtysek: CAMSIM Poland–Lithuania.

Dane z tabeli 6 ilustrują ponownie wyraźne odmienności regionalne w funkcjonowaniu rodziny na ziemiach polsko-litewskich (kolumny B i E). Bliski jednej trzeciej odsetek seniorów współmieszkających z przynajmniej jednym żonatym synem na zachodzie kraju, na obszarach kresowych ulega z grubsza podwojeniu. Jeszcze silniejszy kontrast zauważamy jeśli chodzi o funkcjonowanie osób starych w układach rodzinnych wielokrotnie złożonych. Patrząc wyłącznie na dane empiryczne, materiał z terenów wschodnich można uznać za antypody organizacji rodzinnej z Korony i Śląska, zwłaszcza jeśli wziąć pod uwagę praktycznie całkowity brak występowania na tych ostatnich terenach formacji typu *joint*. Jeszcze ciekawsze są różnice w stopniu, w jakim seniorzy w populacjach wschodnich i zachodnich faktycznie uaktywniali dostępny im potencjał demograficzny dla celów współmieszkania. Posługując się wskaźnikiem „skłonności” możemy wnioskować<sup>146</sup>, iż zauważalne na ziemiach zachodnich zawężenie pod-

<sup>146</sup> Poszczególne kroki w wyliczeniu wskaźnika „skłonności” z tabeli 6 prezentuje szczegółowo M. Szołtysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], t. 1, s. 724–729; zob. też, tegoż, *Residence Patterns and Demographic Constraints* [\*], s. 339–341.

stawowych układów wsparcia dla ludzi starych nie wynikało z ograniczeń demograficznych, a jego przyczyn upatrywać należy gdzie indziej. Z powodów, które w tym momencie trudno jednoznacznie określić (które jednak w taki czy inny sposób wskazują na atomizację tamtejszych relacji rodzinnych), ludzie starzy we wsiach Polski zachodniej byli beneficjentami możliwych do zaistnienia relacji współmieszkania z najbliższymi krewnymi w wyraźnie mniejszym stopniu niż na wschodzie. Jeśli wierzyć mikrosymulacji, na dziesięciu mężczyzn w wieku 65 lat i więcej w skupieniu WEST mogących współmieszkać z przynajmniej jednym żonatym synem, czterech nie czyniło tego.

Diametralnie inaczej przedstawiał się krajobraz relacji rodzinnych na obszarach kresowych. Przyglądając się zachowaniom rezydencjonalnym ludzi starych przez pryzmat porównania danych empirycznych z mikrosymulacją odnosimy wrażenie, iż czynniki demograficzne stanowiły tam jedyną barierę stojącą na drodze do tworzenia bardziej pojemnych układów międzypokoleniowych. Jeśli tylko ich oddziaływanie pozwalało na to, ludzie starzy na polskich kresach wschodnich zawsze skupiali w swym bezpośrednim otoczeniu przynajmniej jednego męskiego potomka wraz z rodziną<sup>147</sup>. Na wschodzie zgodność danych rzeczywistych i oczekiwanych jest w tym wypadku niemal absolutna.

Z tabeli 6 wynika, że pod względem skłonności do tworzenia formacji typu *joint-family*, populacji seniorów z dwóch skupień wschodnich nie można traktować jako całkowicie równorzędnych. W tym zakresie, porównanie wartości oczekiwanych i rzeczywistych wykazuje, że pełne wykorzystanie istniejącego potencjału demograficznego do tworzenia formacji rodzinnych wielokrotnie złożonych można przypisać tylko terenom poleskim (EAST 3) (kolumna F). W zgrupowaniu EAST 1, skupiającym rozległy pas ziem rozłożonych koncentrycznie między Mińskiem, Bugiem a Dnieprem, tylko niespełna 70% mężczyzn z liczbą męskich potomków wystarczającą do stworzenia rodzin wielokrotnie złożonych, faktycznie w takich rodzinach mieszkała. Innymi słowy, poza Polesiem, znaczna część seniorów na badanych terenach kresowych (prawie jedna trzecia) decydowała się (bądź była zmuszona tak uczynić z jakichś nieznanych nam względów) na współmieszkanie wyłącznie z jednym żonatym synem pomimo obiektywnych możliwości dalszego rozszerzenia rodziny.

Ustalenia te mają znaczące implikacje z perspektywy głównych zainteresowań demografii staropolskiej. Koncentrując się wyłącznie na interesującym nas obszarze, podkreślimy dwa z nich. Po pierwsze, konfrontacja danych uzyskanych ze spisów z mikrosymulacją kręgów krewniaczych pozwala ustosunkować się

---

<sup>147</sup> Zbieżność z obserwacjami etnograficznymi jest w tym względzie uderzająca. Zob. Józef Obrębski, *Polesie. Studia etnosocjologiczne*, red. Anna Engelking, Warszawa 2007.

w sposób bardziej wszechstronny do kwestii ewentualnej obecności na ziemiach Korony form rodziny określanych jako *stem-family*, tylko wyjątkowo przypisywanych tej części Europy<sup>148</sup>, a tym samym nie tylko na bardziej przekonującą taksonomię typów rodziny staropolskiej, ale i europejskiej geografii rodziny. Jeśli o skali występowania *stem-family* na ziemiach polskich mielibyśmy wnieść wyłącznie z danych empirycznych (kolumna B), nasza konstatacja musiałaby być zdecydowanie negatywna: trudno bowiem mówić o jakimkolwiek społecznym konsensusie czy normie społecznej w zakresie występowania tej formy rodziny w sytuacji, gdy 70% seniorów faktycznie nie współmieszkało z żadnym z żonatych synów<sup>149</sup>. Uwzględnienie mikrosymulacji wprowadza do tej konstatacji zasadniczą korektę, przesuwając akcent z obserwowalnych wzorców współmieszkania na stopień, w jakim jednostki posiadające demograficzną możliwość tworzenia *stem-families*, w istocie je tworzyły; a zatem, poprzez wyeliminowanie wpływu czynników demograficznych, pozwalając dostrzec aktywnie działający podmiot ludzki. Patrząc z tej perspektywy, ocena zachowania seniorów w Koronie (WEST) musi wypaść inaczej, choćby dlatego, że z połączenia wyników empirycznych i mikrosymulacji wynika, że nieznaczna większość tych, którzy mieli ku temu możliwości, w rzeczy samej współmieszkała w konfiguracjach rodzinnych odpowiadających modelowi *stem* (59%). To, rzecz jasna, nie rozstrzyga wszystkich stojących przed nami dylematów, musielibyśmy bowiem wiedzieć, jaki poziom intensywności dyskutowanej tu formy rodzinnej jest wystarczający do uznania danej populacji za reprezentującą populację *stem-family per se*. Fakt, iż czworo z dziesięciu seniorów w Koronie mających szansę współmieszkania z rodziną męskiego potomka, faktycznie nie otaczało się żonatymi synami, zdaje się wykluczać możliwość uznania populacji WEST za doskonałą egzemplifikację „społeczeństwa domu”<sup>150</sup>.

Podobną optykę należy zastosować do populacji kresowych oraz do stopnia, w jakim zaobserwowane tam wzorce wpisują się w model *joint-families*. Choć dane rzeczywiste zdają się sugerować, że w obu regionach wschodnich mamy do czynienia z wariacją w ramach zasadniczo tego samego wzorca rodzinnego, i w tym wypadku, odwołanie się do mikrosymulacji każe zachować ostrożność w ocenie surowych wskaźników opartych wyłącznie na danych spisowych. Fakt,

<sup>148</sup> Zob. *The Stem Family in Eurasian Perspective* [14]; Antoinette Fauve-Chamoux, *Family reproduction and stem-family system: From Pyrenean valleys to Norwegian farms*, HF 11, 2006, issue 3, s. 171–184; Karl Kaser, *The stem family in Eastern Europe: cross-cultural and trans-temporal perspectives*, w: *The Stem Family in Eurasian Perspective* [14], s. 253–272.

<sup>149</sup> Chyba, że przyjęlibyśmy, że *stem-family* stanowiła raczej ideał, niż regułę, od której ludzkie zachowania i wybory na ogół i z wielorakich powodów odbiegały. Jednakże, jako że sfera ideacyjna znajduje się poza zasięgiem demografii historycznej, która – tam gdzie to możliwe – stara się liczyć i mierzyć, kwestię tę musimy pozostawić poza nawiasem niniejszych rozważań.

<sup>150</sup> Więcej na ten temat, zob. M. Szoltysek, *Rethinking East-central Europe* [\*], rozdz. 10.

iz na Polesiu prawie wszyscy seniorzy obdarzeni dostateczną do tego liczbą męskiego potomstwa mieszkali pod jednym dachem z przynajmniej dwójką pożenionych synów przekonuje, że wzorzec poleski z końca osiemnastego wieku wyraźnie zbliżał się do archetypowego modelu rodziny typu *joint*. Tymczasem, do skupienia EAST 1 prawidłowość ta stosuje się już w stopniu zdecydowanie mniejszym, co widać wyraźnie, jeśli w obu regionach porównać odsetki tych, którzy wyłamywali się z „reżimu” rodziny wielokrotnie złożonej pomimo obiektywnych możliwości jej tworzenia (31% w EAST 1, w porównaniu do 7% na Polesiu). Choć przyczyny tej rozbieżności póki co pozostać muszą intrygującą zagadką badawczą, sam fakt jej zaistnienia stanowi wystarczający argument do spojrzenia na strategię rodzinne w populacjach kresowych w sposób bardziej różnicujący.

### Podsumowanie

W niniejszym tekście podjęliśmy się realizacji kilku zamierzeń. W pierwszej kolejności chodziło o zaprezentowanie nowej metodologii do badań nad wzorcami współmieszkania i umieszczenie jej w kontekście szerszej dyskusji nad geografiami form rodziny. Zagadnienie to od jakiegoś już czasu dyskutowano szeroko w nauce zagranicznej, jednak w literaturze rodzimej nie stało się ono jak dotąd przedmiotem osobnej rozprawy<sup>151</sup>. Zarazem wykroczone poza cel wyłącznie sprawozdawczy, podejmując się zilustrowania aplikacji omówionych uprzednio metod do materiału demograficznego z ziem polsko-litewskich. Wnioski z zastosowań tych płynące wypada uznać za nowatorskie, choć przyszłe badania mogą je zrewidować. Na dzień dzisiejszy stanowią one dogodną mapę wyznaczającą możliwe kierunki dalszych dociekań, zarówno w ujęciu ilościowym, jak i jakościowym.

Sporo miejsca poświęcono kwestii doboru parametrów zewnętrznych oraz walidacji modelu, widząc w tym drogę do lepszego ukierunkowania badań regionalnych nad demografią staropolską. Byłoby rzeczą niezmiernie pożyteczną, gdyby wysiłek środowiska skupił się na wytyczeniu niezbędnego programu minimum dla przyszłych analiz w skali mikro (rekonstrukcje rodzin), tak aby ich wyniki miały szerszą stosowalność w badaniach wyższego rzędu (nie tylko zresztą tych z użyciem modelowania symulacyjnego), oraz by spełniały one podstawowe wymogi analizy porównawczej. Klasyczna praca Piaseckiego (wydaje się, że generalnie niedoceniona w rodzimym środowisku) oraz prace badaczy angielskich powinny stać się dogodnym punktem wyjścia w tym zakresie. Tylko

---

<sup>151</sup> Choć niezwykle pouczające są w tym zakresie prace P. Szukalskiego.

wraz z postępowaniem w tym obszarze możemy oczekiwać lepszych mikrosymulacji demograficznych dla okresu staropolskiego w przyszłości.

Potencjał aplikacyjny mikrosymulacji demograficznej w badaniu przeszłości jest bez wątpienia duży, jego realizacja nie jest jednak łatwa. Modelowanie mikrosymulacyjne jest skomplikowane, a do jego przeprowadzenia niezbędna jest szczególna znajomość arkanów statystyki i demografii. Jeśli dodać do tego umiejętność tworzenia i zarządzania dużymi bazami danych oraz tak cenioną przez historyków znajomość źródeł, łatwo przekonamy się, że niezbędny na potrzeby tego rodzaju przedsięwzięcia zestaw umiejętności daleko wykracza poza możliwości przeciętnego badacza. W rzeczy samej, istota eksperymentu mikrosymulacyjnego kieruje naszą uwagę na konieczność wykraczania poza nawykowe formy produkcji wiedzy w demografii historycznej: od partyzanckich badań w pojedynkę, ku przedsięwzięciom zespołowym łączącym dyscypliny i różnorodny kapitał ludzki. Czas pokaże, czy tego rodzaju program ma szanse na polskim gruncie.

### **A Computer Micro-Simulation of the Relative Network and the Patterns of Co-Habitation: on the Demographic Determinants of the Peasant Family in the Old-Polish Period**

#### **Summary**

Resuming the threads that appeared in the book recently published *Rethinking East-Central Europe: Family Systems and Co-Residence in the Polish-Lithuanian Commonwealth* (Bern *et al.*, Peter Lang, 2015) the author of this article presents the application of a computer micro-simulation of kin sets in the research on the demographic determinants of the structure of the residential family and the patterns of co-residence in the old-Polish era for the first time in the Polish literature. The first part of the article contains a review of the methods concerning the demographic determinants of the structure of the residential family and the patterns of co-habitation, and the essence of the experiment of demographic simulation, as well as some selected examples of its application in historical demography. For some time now this question has been widely discussed abroad (Laslett, Ruggles, Oeppen), but in the Polish literature there is no a single study dealing with that.

The second part presents the source basis of the article; it is the database of the nominative censuses of 26,652 peasant households from the territories of the Crown, Lithuania and Ukraine from the end of the 18<sup>th</sup> century (*CEURFAMFORM Database*). The methodology of the applied micro-simulation model has also been discussed. A lot of space has been devoted to the question of the choice of outside parameters and the validation of the model, as a way to a better structuralisation of regional research on the old-Polish demography. It would be quite useful if the efforts of researchers might concentrate on fixing the necessary minimum programme for future analyses in microscale family reconstitution,

so that their results would have a wider applicability in research of a higher rank (not only the one in which simulation modelling is used), and so that they would satisfy the basic requirements of comparative analysis.

The third part deals with the applicability potential of the used methodology to analyse the influence of demographic factors on the co-residence patterns for old-Polish populations taken from the database *CEURFAMFORM*. The problem has been illustrated by presenting two current questions that are essential for historical demography of the family: the process of leaving the family house and co-habitation of various generations. The analysis shows how the combined impact of fertility, mortality and the generational overlap in their regional configurations, determining the number and category of the relatives in a given population, shaped the dominant patterns of co-habitation in the territories that have been researched. The conclusions should be treated as innovative, yet future investigations might verify that. For the time being they constitute a convenient map that indicates directions for further investigations, both quantitative and qualitative in nature.

**Keywords:** family, household, network of relatives, peasants, Crown (of the Kingdom of Poland), Lithuania, Ukraine, 17<sup>th</sup>–18<sup>th</sup> centuries