

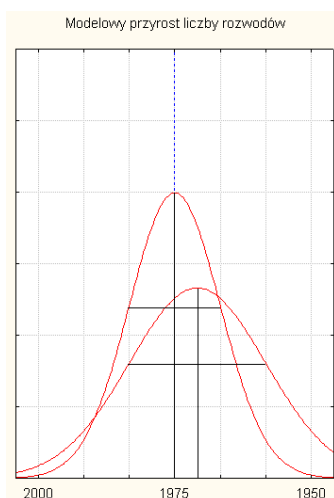
Raport

Kolektywne zachowania i wpływ zmiany norm na przykładzie rozwodów

Andrzej Jarynowski
Uniwersytet Jagielloński, Kraków 2011

1. Wprowadzenie

Punktem wyjścia do mojej analizy była hipoteza, że rozwody jako zjawisko społeczne będzie można badać przy użyciu kolektywnego modelu Bouchauda. Zgodnie z ideą Francuza kolektywne zachowanie poprzez imitację i presję społeczną będzie wyjaśniało zmianę społeczną (w zależności od siły „pędu owczego” zmiana może być łagodna, bądź gwałtowna). Podejście kolektywne bardzo dobrze sprawdza się przy opisywaniu podejmowania przez jednostki decyzji przy dużej liczbie połączeń w społeczeństwie dla np. kupna telefonów komórkowych, czy chęci urodzenia dziecka w Europie na poziomie analizy porównawczej zmiany ilościowej dla poszczególnych państw (ilości sprzedanych telefonów, czy współczynnika płodności). W obu przypadkach mamy do czynienia ze zmianą normy, raz nakazującą zakup telefonu w celu uniknięcia wykluczenia, dwa osłabiający się nakaz posiadania potomstwa ze względu na zmieniający się tryb życia. Liczba rozwodów również zależy od zmieniających się norm, kiedy pary decydują się na rozstanie zdając sobie sprawę z możliwych konsekwencji społecznych z tego czynu wynikających. Bouchaud postulował, że jego model powinien opisywać rozwody również, ale pod warunkiem braku idiosynkryczności poszczególnych krajów (to znaczy ważnych różnic w charakterze przebiegu opisywanego zjawiska dla różnych społeczeństw). Powyższy pomysł został przeciwstawiony modelowi niezależnych, heterogenicznych agentów postępujących w sposób racjonalny. Weryfikacja hipotezy sprowadza się w naszym przypadku do sprawdzenia relacji skalowania między wysokością piku h szybkości zmienności do jego szerokości w , czyli efektywnego czasu który był potrzebny aby najważniejsza zmiana nastąpiła. Dla obu modeli skalowanie powinno być opisywane prawem potęgowym z tym, że według Bouchauda z wykładnikiem $-2/3$, a dla heterogenicznych agentów -1 .



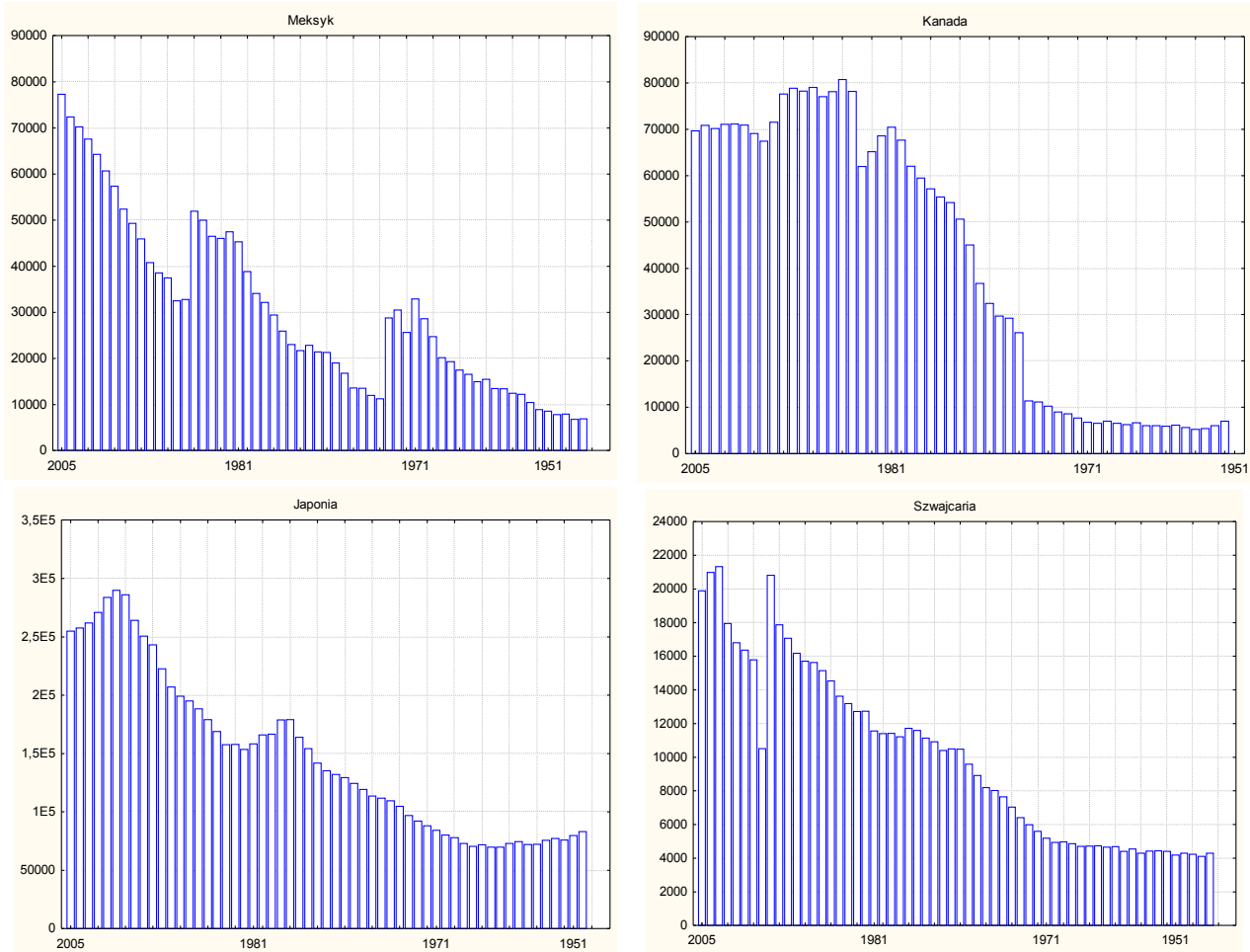
Wyk.1) Dwie modelowe trajektorie funkcji przyrostu dla modelu Bouchauda. Oś czasu konsekwentnie będzie odwrócona, ze względu na asymetrię eksperymentalnych danych. W przypadku gdyby przyrosty rozwodów układały się na krzywych gaussowskich (a tak postuluje Bouchaud), to wysokość h i w można by odczytać jako maksimum funkcji rozkładu i odchylenie standardowe.

2. Rozwody i normy

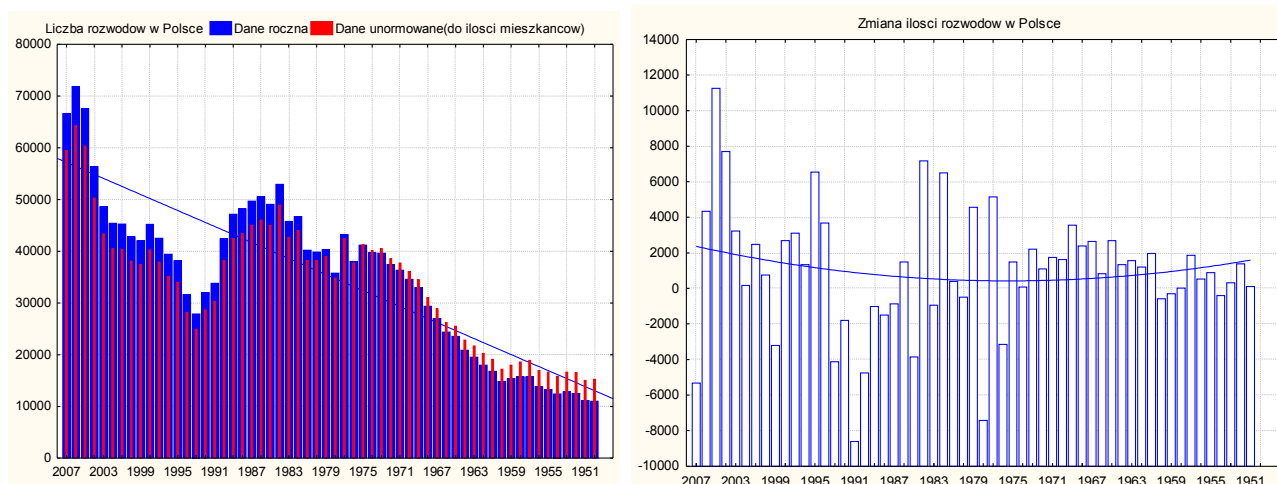
Decyzja jednostek o wystąpieniu ze związku małżeńskiego zależy od bardzo wielu rzeczy. Z mierzalnych makroskopowych wyróżnić można czynniki ekonomiczne i społeczne. Na pojedynczych trajektorii dla konkretnych państw można wskazać okresy, gdzie zmiana ilości rozwodów w poszczególnych latach może być wytłumaczona konkretnym wydarzeniem ekonomiczno-politycznym. Czułość na lokalne zjawiska, nazywana idiosynkretycznością, będzie utrudniała analizę porównawczą różnych państw. Tłem ilości rozwodów jest również struktura demograficzna społeczeństwa, która raz że zmienia się w czasie, dwa jest różna dla każdego kraju. Gdzieś w głębi przemian tkwi efekt zmian norm społecznych. Gdyby udało się wyeliminować szumy ekonomiczno-demograficzne, to powinniśmy zaobserwować jak zmieniająca się norma piętnująca rozwodników, przekształcającą się w przyzwolenie społeczne skutkuje gwałtownym, bądź spokojnym przyrostem liczby rozwodów. Operacyjnie jednostką analizy, będzie funkcja przyrostu ilości rozwodów, a właściwie skalowanie między wysokością piku h szybkości zmienności do jego szerokości w .

3. Demograficzne i ekonomiczne obciążenie danych

Do mojej analizy wykorzystałem bazę danych ONZ o ilości rozwodów w poszczególnych latach, dla większości krajów świata. Na samym wstępie odrzuciłem małe kraje (dla których fluktuacje roczne mocno zaburzały by analizę) jak również kraje o krótkich szeregach czasowych. Później wybrałem okres 1948-1982, jako przedział czasu, kiedy dla większości krajów mamy do czynienia z trendem wzrostowym ilości rozwodów. Powodem tej selekcji jest poprawka na strukturę demograficzną społeczeństw dotkniętych II Wojną Światową. Po roku 1982 (dla różnych krajów ta data może się różnić o kilka lat) nastąpił spadek ilości rozwodów dla większości krajów świata. Można to tłumaczyć pojawieniem się na arenie związków małżeńskich zawartych przez ludzi urodzonych w czasie niżu demograficznego, który nastąpił zaraz po wyżu powojennym. Tak samo trzeba uwzględnić, że końcówka rozpatrywanego przeze mnie okresu jest zawyżona rozwodami ówczesnych 30 latków, będącymi nadreprezentowanymi w społeczeństwie. Analizując wiele krajów świata musimy być świadomi również różnego rodzaju wydarzeń politycznych jak rewolucja kulturowa w Chinach, czy zmiany prawne w Meksyku i odrzucić część państw, dla których zmiana ilości rozwodów daleko odbiegała od modelowej.



Wyk. 2) Przykładowe wykresy ilości rozwodów na rok. Meksyk ewidentnie wykazuje strukturę periodyczną. Będąc dociekliwym można nawet dostrzec efekty spotykane przy log- periodyczności dla wszystkich krajów, ale maksimum około roku 1982 związane jest najprawdopodobniej z wyżem powojennym.

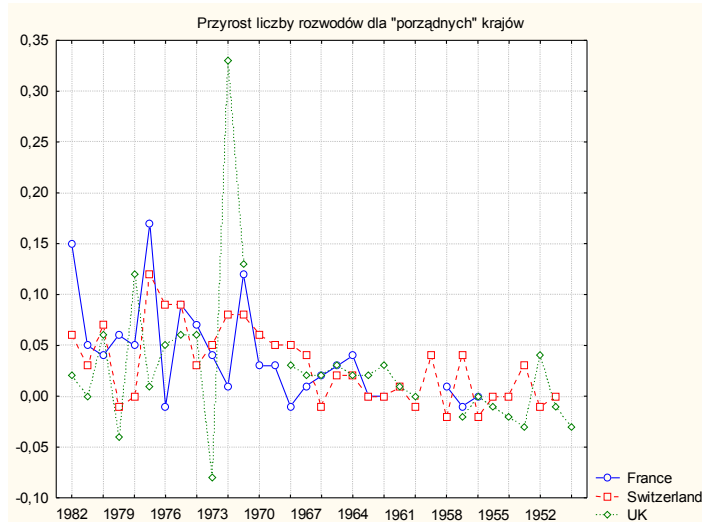


Wyk. 3) Analiza rozwodów w Polsce może okazać się kluczowa dla zrozumienia przemian w innych krajach (można łatwo je skorelować ze znanymi faktami z naszej historii współczesnej). Skupiając się najpierw na lewym wykresie warto zastanowić się nad dynamiką demograficzną. Proste skalowanie (przez ilość mieszkańców) uświadamia nam, że prawie 7-krotny wzrost ilości rozwodów przekłada się na trochę ponad 4-krotny przyrost po uwzględnieniu wzrostu liczebności populacji. Co gorsze struktura demograficzna również się zmieniała w czasie i np. obszar wykresu powyżej liniowego trendu wzrostu odpowiada okresowi nadreprezentacji ludzi około 30 roku życia. Co ciekawe widać obszary (jako minima lokalne, kiedy w znaczącym stopniu pogarszał się ekonomiczny status większości Polaków w okolicach stanu wojennego oraz w okresie transformacji ustrojowej. Niestety patrząc na wykres po prawej stronie – zmiany ilości rozwodów musimy się pogodzić z faktem, że lokalne zmiany polityczno-

demograficzne zaburzają w sposób znaczący przemiany społeczne związane ze zmianą normy.

4. Techniki badawcze

Pierwszym krokiem właściwej analizy, było sprowadzenie rocznej ilości rozwodów do przedziału $[0,1]$ dla każdego z krajów. W wyniku normalizacji ujednolicamy właściwości odrębne dla różnych kultur, czy religii – takie jak względna skłonność do rozwodu. Celem analizy nie może być porównanie wartości siły nacisku społecznego, tylko jej zmiana. Na dalszym etapie otrzymujemy przyrosty znormalizowanej liczby rozwodów. Niestety dynamika społeczna powoduje zaburzenie monotoniczności funkcji przyrostu rozwodów, co skutkuje problemem w wyliczeniu poszukiwanych wartości h i w . Ponieważ funkcja przyrostu przyjmuje często wartości ujemne oraz dla wyselekcjonowanego okna czasowego nie jest symetryczna, jak również zdarzają się braku danych dla niektórych lat, należało wymyślić inną metodę pozyskiwania wysokości i szerokości pików. Tak jak w przypadku modelowym suma przyrostów powinna dać 1, teraz jest większa od 1 ale mniejsza od 2. Wystarczy spojrzeć na [Wyk. 3] po prawej stronie (jeszcze przed unormowaniem), aby dojść do pochopegno, aczkolwiek błędnego wniosku, iż pik byłby skierowany w dół mimo ewidentnego trendu wzrostowego. W związku ze zmianą trendu w okolicach roku 1982, dla krajów gdzie dochodziło do sporych korekt (ujemnych wartości przyrostu) ucinalem szereg w okolicy maksymalnej wartości rocznych rozwodów. Tak samo ucinalem szereg dla niektórych państw we wczesnych latach powojennych, również z powodu zawirowań w tym okresie. Ostatecznie zostawilem w zależności od rodzaju analizy 34, bądź 28 krajów o szeregach czasowych o różnej długości (od 20 do 30 lat dla 28 krajów oraz od 13 do 34 dla 34 krajów). Z powodu mocnego zaszumienia danych zaproponowałem dwie metody oparte na percentylach z których każda jest w jakiś sposób obciążona, ale obie w sposób jakościowy wykazują silny indywidualny charakter przemian w poszczególnych krajach.



Wyk. 4) Przykład kilku krajów dla których wykres przyrostu nie jest ani mocno przypadkową fluktuacją, ani rażąca anomalią. Niestety takich państw jest tylko kilka.

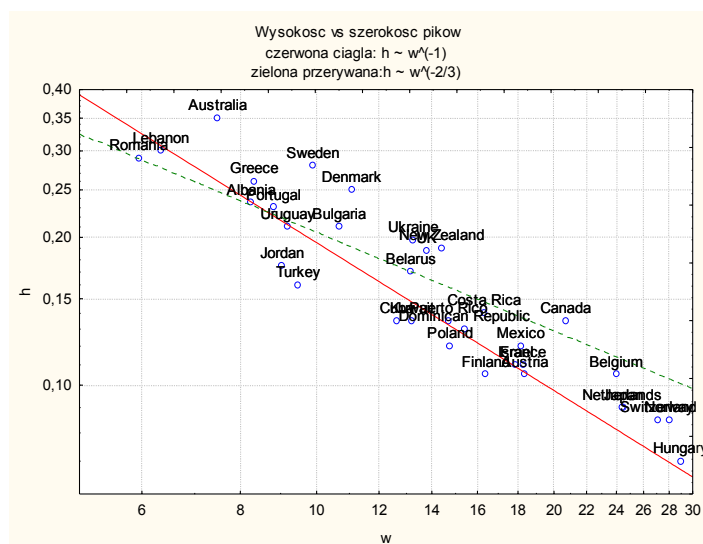
5. Metoda odwróconego odchylenia standardowego (34 kraje).

Pierwszym pomysłem było wyłuskanie wysokości pików h na podstawie największych wartości przyrostu. W związku z tym, że wartości największe zazwyczaj nie sąsiadują ze sobą, ale grupują się mimo wszystko w jeden większy pik za miarę wysokości h przyjąłem średnią między zerowym a pierwszym kwantylem (między maximum, a obserwacją oddzielającą 25% największych wartości od 75% najmniejszych wielkości) rozkładu wszystkich wartości przyrostu. Szerokość w natomiast zdefiniowałem jako odwrotność odchylenia standardowego. Motywacją do wykorzystania tej miary jest obserwacja, że

bardziej gwałtowne zmiany oznaczają, krótszy czas przyrostu, zwłaszcza że po dużym przyroście następuje zazwyczaj korekta. Funkcja odwrotności odchylenia standardowego (liczonego estymatorem nieobciążonym) długich szeregów czasowych jest modulowanym pierwiastkiem z czasu, co zostało wykorzystane i nazwane jako „inverse volatility” już przez bankowców do wyznaczania czasu skutecznej strategii. Wadą tej metody jest jednak czułość na zmiany przyrostu występujące poza obszarem piku oraz właśnie wspomniana zależność od długości szeregu. Próba reakcji na zależność od długości szeregu mogłoby być jej skalowanie, ale to zniekształciło by w inną stronę wyniki i dlatego ta metoda jest tylko wstępem do kolejnych rozważań.

	1 ODCH.STD. przy. 1-34	2 MAKSIMUM przy. 1-34	3 _75% przy. 1-34	4 h	5 w
Albania	0,120995868	0,34	0,13	0,235	8,264745
Australia	0,133434008	0,68	0,02	0,35	7,494341
Austria	0,0543905629	0,15	0,06	0,105	18,38554
Belarus	0,075921687	0,25	0,09	0,17	13,17147
Belgium	0,0416634919	0,15	0,06	0,105	24,00183
Bulgaria	0,0936091772	0,34	0,08	0,21	10,68271
Canada	0,0483008988	0,23	0,04	0,135	20,70355
Costa Rica	0,0612635765	0,25	0,03	0,14	16,32291
Cuba	0,0790856843	0,17	0,1	0,135	12,64451
Denmark	0,0902447652	0,47	0,03	0,25	11,08098
Dominican Republic	0,0648788807	0,21	0,05	0,13	15,41334
Finland	0,0609958942	0,17	0,04	0,105	16,39455
France	0,0547050608	0,17	0,05	0,11	18,27984
Greece	0,119981128	0,45	0,07	0,26	8,334644
Hungary	0,0345170765	0,08	0,06	0,07	28,97117
Israel	0,0558434833	0,15	0,07	0,11	17,90719
Japan	0,040774755	0,13	0,05	0,09	24,52498
Jordan	0,110666266	0,26	0,09	0,175	9,04435
Kuwait	0,0755762179	0,18	0,09	0,135	13,23168
Lebanon	0,157650884	0,47	0,13	0,3	6,34313
Mexico	0,0550597761	0,17	0,07	0,12	18,16208
Netherlands	0,0409523439	0,13	0,05	0,09	24,41863
New Zealand	0,0693940221	0,35	0,03	0,19	14,41046
Norway	0,0356865438	0,12	0,05	0,085	28,02177
Poland	0,0676774847	0,18	0,06	0,12	14,77596
Portugal	0,113392037	0,46	0	0,23	8,818961
Puerto Rico	0,0680253701	0,22	0,05	0,135	14,7004
Romania	0,168074094	0,49	0,09	0,29	5,949757
Sweden	0,101085023	0,53	0,03	0,28	9,892662
Switzerland	0,0368259383	0,12	0,05	0,085	27,15477
Turkey	0,105471955	0,23	0,09	0,16	9,481193
Ukraine	0,0753926918	0,35	0,045	0,1975	13,26389
UK	0,072468013	0,34	0,035	0,1875	13,79919
Uruguay	0,108779616	0,36	0,06	0,21	9,192899

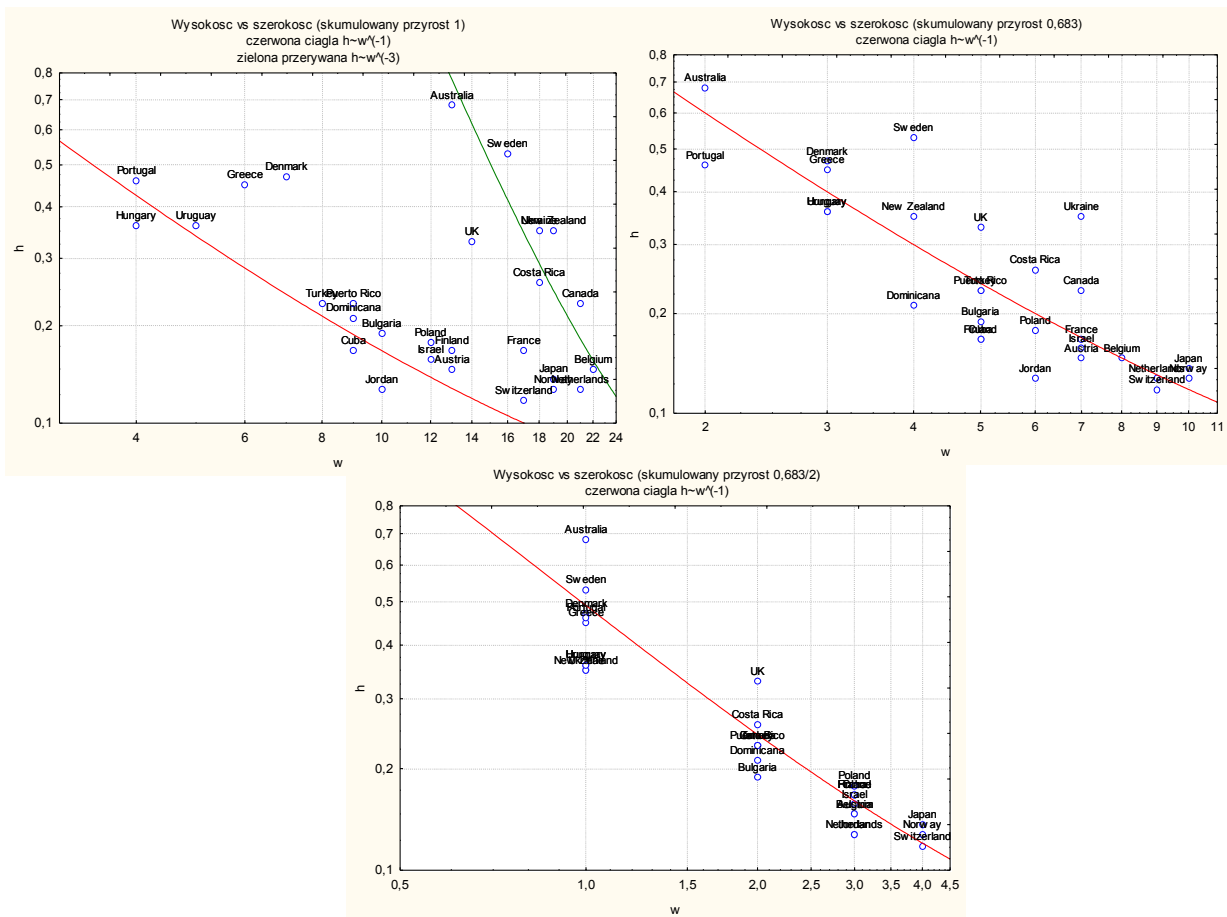
Tab. 1) Wybór krajów wraz z wyznaczonymi statystykami: 1-odchylenie standardowe, 2-maksimum, 3-pierwszy kwantyl (oddzielający 75% najmniejszych wartości) oraz szukane *h* i *w*.



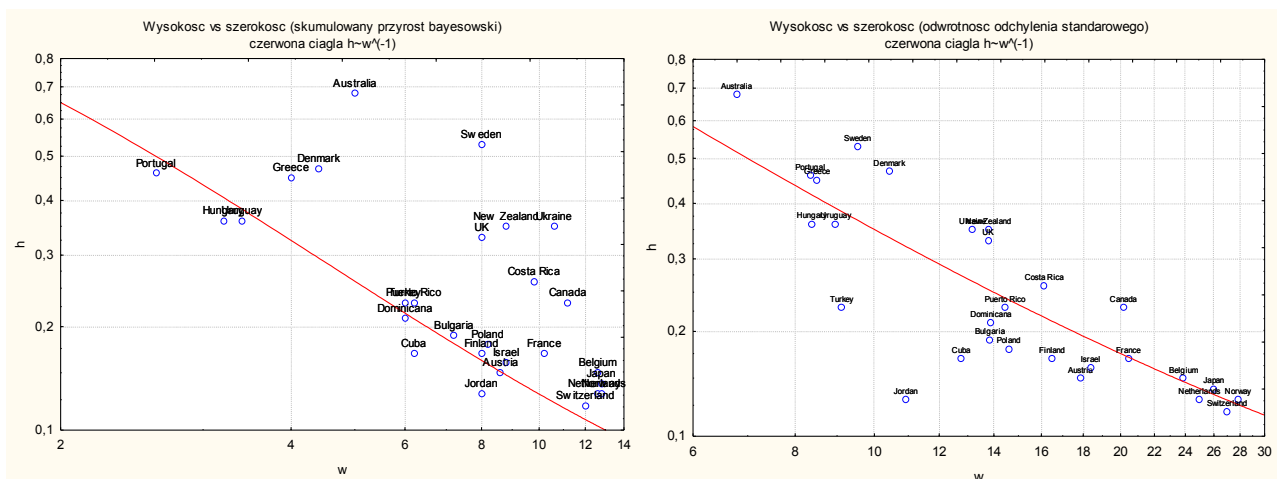
Wyk. 5) Już wstępna analiza h od w dla 32 krajów pokazuje, że mimo sporego szumu skalowanie może zgadzać się z modelem Bouchauda (wykładnik $-2/3$) jak również z modelem heterogenicznym (wykładnik -1)

6. Metoda Bayesowska (28 krajów)

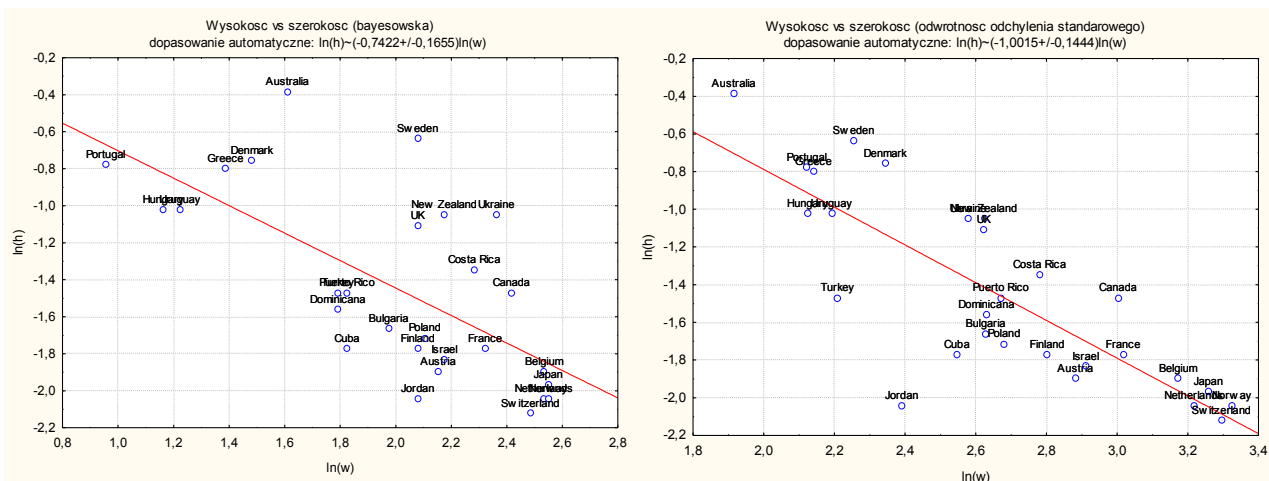
Kolejnym podejściem do wyznaczenia wielkości h i w bazuje na percentylach i skumulowanym czasie zmiany. Szerokość *a priori* powinna obejmować zakres lat wyjaśniającą większą część zmienności. Biorąc analogię do rozkładu normalnego przyjąć można 68,3% wyjaśnionej zmienności za wystarczające, jednak zważywszy iż skumulowany przyrost jest zawsze większy od jedynki, to właśnie jedynka też mogła być granicą wyznaczania szerokości (porównaj gorę [Wyk. 6]). Gdyby przyjąć, że pik wyglądał by modelowo jak [Wyk. 1] to zaniedbując pojawianie się ujemnych wartości w przyrostach i zakładając, że mamy tylko prawą stronę rozkładu szerokość w w opisywana by była przez szerokość połówkową 68,3/2 % co jednak przyglądając się dołowi [Wyk. 6] powoduje niefizycznie krótkie czasy. Problem braku informacji o parametrze wystarczającej wyjaśnialności zmienności można rozwiązać całkując szerokość w po całej dostępnej przestrzeni tego parametru przy założeniu jakiegoś prostego rozkładu tego parametru (w tym przypadku jednostajnego). Efektem tej bayesowskiej operacji jest *a posteriori* lewy [Wyk. 7]. Wysokość h nie może być już liczona jak w poprzednim punkcie, ponieważ będąc funkcją pierwszego kwantyla redundowała by ze skumulowanymi wartościami przyrostów, okroiłem ją jedynie do zerowego kwantyla, czyli maksimum. Dlatego porównanie obu metody bayesowskiej i odwrotności odchylenia standardowego można zrobić dla wysokości h liczonej według tych samych zasad (tylko maksimum) co dla tego samego zestawu państw widać po prawej stronie [Wyk. 7]



Wyk. 6) Na wykresach h od w zaznaczone są linie modelu heterogenicznego (wykładnik -1). Nie zostały naniesione linie modelu Bouchauda (wykładnik -2/3), ponieważ można zauważyć dla skumulowanego przyrostu wynoszącego 1 w prawym górnym rogu niektóre kraje można skalować (wykładnik -3) nie tylko znacznie większym niż wynikałoby to z modelu Bouchauda ale większym również od modelu Bouchauda. Należy jednak zwrócić uwagę, że są to dopasowania do ustalonego wykładnika, a na wykresie w lewym górnym rogu 2 fazy zostały sztucznie rozdzielone, natomiast im mniejsza wartość skumulowanego przyrostu, tym bliżej jesteśmy modelu heterogenicznego (wykładnik -1).



Wyk. 7) Metoda bayesowska dla wybranej frakcji bardziej (po lewej) niż metoda odwrotności sigmy (po prawej) odbiega od rozumowania Bouchauda, ale na podstawie obu wykresów można byłoby ten model odrzucić. Niestety szum i obciążenie są zbyt duże, żeby móc przyjąć model heterogeniczny, warto więc przyrzeć się analizie dopasowań automatycznych z błędami i dyskusji wyników, przed wyciągnięciem jakichkolwiek wniosków.



Wyk. 8) Kiedy przyjrzymy się automatycznym dopasowaniom, zauważymy iż metoda bayesowska zwraca wykładnik $(-0,74)$, który razem z błędem mieści się w zakresie skalowania modelu Bouchauda $(-0,66)$, przy czym błąd jest większy niż 20%. Dla metody odwrotności sigmy otrzymujemy wykładnik (-1) , co zgadzało by się z modelem heterogenicznym, przy błędzie 15%. Należy pamiętać, że nie uwzględniamy w obu przypadkach błędu grubego, jak i obciążenia metod.

7. Dyskusja wyników

Specyfika danych wymusiła opracowanie technik badawczych innych niż zaproponował Bouchaud w swoim modelu. W swojej pracy znalazł odpowiednie prawo skalowania dla decyzji o urodzeniu dziecka w powojennej Europie. Przewagą jaką dysponował w swoich danych był brak zależności ze strukturą demograficzną społeczeństwa które badał. Jego jednostką analizy był współczynnik płodności, czy liczba urodzeń żywych przypadająca na kobietę w wieku rozrodczym. Owa wielkość demograficzna nie jest czuła na strukturę demograficzną społeczeństwa, a również neutralizuje takie czynniki jak migracje, czy wzrost populacji. Mając dużo bardziej zaszumione dane staramy się mimo wszystko doszukać wpływu zmiany normy na decyzję jednostki o wyjściu ze związku małżeńskiego. W metodzie skumulowanych przyrostów funkcja przyrostu skaluje się różnie pod względem wartości wykładnika dla różnych progów jak i jakościowo [Wyk. 6]. Dla małego parametru skumulowanego przyrostu skalowanie jest bliskie -1 dla całego zestawu krajów, a dla dużego parametru układ bifurkuje na dwa obszary o nachylenie dalekie od modelu Bouchauda, ale wykładnik liczony dla całości zbliża się do bouchaudowskiego $-2/3$. Unikając zupełnego odrzucenia danych, jak to zrobił Bouchaud dla układów, które nie skalowały się odpowiednio (tłumaczył to idiosynkrytycznością układów), starałem się wyłuskać istotne efekty niedoskonałymi metodami. Kluczowym zjawiskiem, które wyjaśniałoby brak zgodności w pełni z przewidywaniem Bouchauda, wydaje się być korekta po dużych skokach przyrostu. Gdy obserwujemy w jakimś państwie w jednym roku duży przyrost ilości rozwodów, to w następnym mamy zazwyczaj korektę (zmniejszenie ilości rozwodów) zamiast oczekiwanego zwolnienia tempa wzrostu, co wcale nie musi oznaczać odwrócenia trendu [Wyk. 4]. W socjologii znane są przypadki, kiedy działa sprzężenie zwrotne ujemne, pomimo przewagi dodatnich efektów. Obserwując rosnące sieci społeczne (np. kluby sportowe) zauważyć można podobną korektę po sporym skoku wielkości liczby członków, choć szybko następuje powrót do trendu wzrostowego. Można by przypuszczać, że społeczeństwo reaguje (przynajmniej chwilowo i lokalnie) obronnie przed Zeitgeistem. Zrozumienie tego co się dzieje w tym czasie z normą społeczną wymaga dużo głębszej analizy, ale można snuć hipotezy o:

- pojawieniu się lokalnie innej przeciwnej normy, która interferuje z tą główną. Może zachodzić zjawisko analogiczne do norm dotyczących aborcji, tylko na mniej medialną skalę, gdzie bez poparcia większości społeczeństwa działają „Ruchy obrony życia” walczące z aborcją;
- pojawieniu się sił społecznych usiłujących zmieniającą się normę zatrzymać. Przykładem

były by regulacje prawne utrudniające udzielanie rozwodów;

c) znamionach samokrytycznością społeczeństwa, kiedy to samoistnie opowiadałoby ono na duże zmiany przeciwną reakcją.

Godnym uwagi wydaje się prześledzenie na dłuższym oknie czasowym (moja analiza zawężała się tylko do obszaru, gdzie możliwe było w ogóle jakiegokolwiek skalowanie) ze względu na obserwacje wpływu globalnej kondycji ekonomicznej na liczbę rozwodów. Na badanym przeze mnie oknie czasowym gospodarka światowa w miarę równomiernie się rozwijała i większe zawirowania odbywały się tylko lokalnie, więc ekonomię z polityczno-demograficznym oraz naturalnymi czynnikami potraktowałem jako tło do najważniejszego składnika: zmiany normy. Na zakończenie dodam, że ilościowa analiza porównawcza może mieć sporo zastosowań w przyszłości, ponieważ socjologiczne predykcje, czy wyjaśnienia wymagają potwierdzenia. Dla przykładu: jest wiele wytłumaczeń bezpośredniego, obserwowalnego, znaczącego przyrostu liczby rozwodów w chińskiej prowincji Syczuan, a jedynym punktem porozumienia jest pośredni efekt trzęsienia ziemi.

8. Literatura

- Bouchaud, J-P. et al, 2008, Theory of collective opinion shifts: from smooth trends to abrupt swings, Eur. Phys. J. B (arXiv:cond-mat/0504079v1). Podstawowe źródło pracy (do którego odnoszę się we wszystkich rozdziałach), skąd wzięł się pomysł na analizę rozwodów. Został tam przedstawniony model kolektywnej zmiany opinii (dla populacji o dużej liczbie połączeń), wyróżniający się współczynnikiem skalowania (-2/3). Przeciwny ten model został „trywialnemu” modelowi heterogenicznemu bez oddziaływań między agentami.
- Bretthorst, G. L, 1988, Bayesian Spectrum Analysis and Parameter Estimation, Springer-Verlag, New York. Z tej pracy doktorskiej zaczerpnięte jest rozumowanie pozwalające na wyestymowanie wartości funkcji zależnej od parametru, którego nie znamy, ale posiadamy intuicję do jego rozkładu (zastosowane w rozdziale 6).
- Petrovic, N, et. al, 2006, Does Volatility Improve UK Earnings Forecasts? Proceeding of EFMA, Madrid. Przykład pracy w której odwrotność odchylenia standardowego wykorzystywane jest do oszacowania czasu zmienności (zastosowane w rozdziale 5). Angielski bank: Barclays również używa odwrotności odchylenia standardowego do ustalania optymalnego czasu działania strategii.