


Sławomir Bartnicki 

Uniwersytet w Białymstoku

Maciej Alimowski 

Szkoła Doktorska Nauk Społecznych Uniwersytetu w Białymstoku



W POSZUKIWANIU DEMOGRAFICZNYCH EFEKTÓW RZĄDOWEGO PROGRAMU „RODZINA 500 PLUS”

W artykule oceniamy skutki demograficzne rządowego programu „Rodzina 500 Plus” (500+) za pomocą Bayesowskich Strukturalnych Szeregów Czasowych (ang. Bayesian Structural Time Series; BSTS). Stwierdzamy, że program od jego wprowadzenia do końca 2017 roku w skali miesiąca zwiększył urodzenia o 4,5%, co przełożyło się na średnio 1420 dodatkowych urodzeń w każdym miesiącu. Co oznacza, że jedno urodzenie wiązało się z wydatkowaniem prawie 1,4 mln złotych w ramach programu w tym czasie. W połowie 2019 roku, czyli w momencie rozszerzenia świadczeń na pierwsze dzieci, program nie wykazywał już wpływu na urodzenia. 500+ do końca 2017 roku nie wpłynął na decyzje o posiadaniu pierwszego dziecka. Program wywołał najwięcej urodzeń piątych, trzecich, czwartych i wreszcie drugich. Efekty programu są słabsze w porównaniu do interwencji pronatalistycznych w innych państwach, przy relatywnie wysokich kosztach. Zaproponowany szacunek efektywności programu w przeliczeniu na jedno urodzenie daje w przyszłości możliwość oceny kolejnej interwencji w tym zakresie.

Słowa kluczowe: demografia społeczna; „Rodzina 500 plus”; Bayesian Structural Time Series (BSTS); CausalImpact

In Search of Demographic Effects of Polish Government’s “Family 500 Plus” Program

In this article, we evaluate the demographic effects of the Polish government “Family 500 Plus” program (500+) using Bayesian Structural Time Series (BSTS). We find that the program increased births by 4.5% per month from its introduction to the end of 2017, which translated into an average of 1,420 additional births each month. Meaning that one birth was associated with spending nearly 1.4 million under the program during that time. By mid-2019, when benefits were extended to first children, the program no longer showed an impact on births. 500+ did not affect decisions to have first child by the end of 2017. The program induced most fifth, third, fourth, and finally second births. The program’s effects are weaker compared to pronatalist interventions in other countries, at a relatively high cost. The proposed estimate of the program’s effectiveness per birth provides an opportunity to evaluate another pronatalist intervention in the future.

Key words: social demography; “Family 500 plus”; Bayesian Structural Time Series (BSTS); CausalImpact

Wprowadzenie

W Polsce od początku transformacji w przyspieszonym tempie następuje spadek liczby urodzeń (Kotowska 2017). Przyczyną tego ma być opóźnienie rozrodczości i zmniejszenie skłonności do formalizacji związków (Fihel i in. 2017: 39). To z kolei wynika z przemian uwarunkowań strukturalnych i kulturowych (Wasilewski 2014: 70). Przez wiele lat w Polsce problem spadku liczby urodzeń i polityka pronatalistyczna znajdowały się z reguły na odległych miejscach agend rządowych. Nieco odmienny kierunek w tym zakresie obrały Węgry, gdzie socjalne wsparcie rodzin w tym czasie było większe, co ma obecnie przynosić oczekiwane efekty (Inglot 2020). W 2015 roku Prawo i Sprawiedliwość wygrało wybory parlamentarne i utworzyło rząd większościowy, jeszcze w kampanii wyborczej podkreślało problematykę zapaści demograficznej i formułowało kierunki działań, których celem ma być odwrócenie niekorzystnych trendów, ma w tym pomóc program 500+ w postaci wypłaty świadczeń w wysokości 500 zł dla rodzin z drugim i kolejnym dzieckiem oraz świadczenia na pierwsze dziecko w zależności od progu dochodu w rodzinach. Program został wprowadzony 1 kwietnia 2016 roku, a następnie przed kolejnymi wyborami parlamentarnymi w 2019 roku został zmodyfikowany, rozszerzono przyznanie świadczenia bezwarunkowo na pierwsze dzieci. W ten sposób rozpoczął się eksperyment. Celem artykułu jest określenie skutków tego eksperymentu w zakresie zachowań prokreacyjnych i udzielenie odpowiedzi na pytanie, czy program 500+ zwiększył liczbę urodzeń? A jeżeli tak, to w rodzinach z jaką liczbą dzieci efekt był największy? Za pomocą Bayesowskich Strukturalnych Szeregów Czasowych (ang. Bayesian Structural Time Series; BSTS; Brodersen i in. 2015), metody odpornej na sezonowość i zakłócenia w szeregu czasowym, dowodzimy, że największy odzew na program w okresie od jego wprowadzenia do końca 2017 roku pojawił się w rodzinach z czwórką dzieci (25% wzrostu urodzeń w tej grupie w skali miesięcznej), dwójką (16%), trójką (14%), a następnie w rodzinach z jednym dzieckiem (9,2% wzrostu urodzeń w miesiącu). Program w tym czasie w ogóle nie wpłynął na pierwsze urodzenia. Efekt programu w zakresie wszystkich urodzeń jest niższy niż w przypadku interwencji pronatalistycznych wprowadzanych w innych krajach, przy relatywnie wysokich transferach pieniężnych łagodzących bezpośrednie koszty związane z posiadaniem dzieci.

Jakkolwiek 500+ zarzuca się na forum debaty publicznej faktycznie inne cele niż oficjalnie deklarowane, głównie, że program ma pozostawać narzędziem wpływu politycznego i wspierać ma głosowanie ekonomiczne¹, i niekiedy

¹ Według wstępnych analiz autorów niniejszego artykułu skutki programu 500+ są dostrzegalne w zakresie poparcia zagregowanego na poziomie gmin w wyborach parlamentarnych w 2019 roku dla kandydatów Zjednoczonej Prawicy. Również w przypadku wyborów samorząd-

tworzone są analizy sugerujące brak wpływu programu na dzietność (Magda i in. 2019: 5–8), to należy też zauważyć, że kilka rozwiązań w innych państwach – choć nie na taką skalę w czasie i wartości transferów środków – kierowanych do beneficjentów w całej populacji lub do wybranych grup, w postaci bezpośrednich świadczeń na dzieci, skutkowało przynajmniej niewielkim i czasowo ograniczonym wpływem in plus w zakresie liczby urodzeń (Cohen, Dehejia, Romanov 2013; Garganta i in. 2016; González 2013; Malak i in. 2019; Milligan 2005; Nandi, Laxminarayan 2015). Pozytywne i statystycznie istotne efekty wpływu przynajmniej we fragmentarycznym zakresie odnotowały także inne programy pronatalistyczne niepolegające na prostym transferze środków do beneficjentów, ale włączające zachęty finansowe o szerokim spektrum oddziaływania, które mogą łagodzić koszty alternatywne posiadania dzieci (Bauernschuster, Hener, Rainer 2016; Lalive, Zweimüller 2009; ; Laroque, Salanié 2013; Luci-Greulich, Thévenon 2013; Raute 2019; Stichnoth 2019). Wreszcie, znajdujemy też przykłady programów o szerokim finansowym spektrum oddziaływania (np. zwolnienia podatkowe, ulgi, bezpośrednie transfery pieniężne), które nie przyniosły skutków (Acs 1996; Joyce, Kaestner, Korenman 2003; Levine 2002) czy takich, które beneficjenci ostatecznie traktowali funkcjonalnie (Zakaria i in. 2016), ale w tym przypadku jest to przykład z krajów rozwijających się. Choć badania porównawcze prowadzone w krajach OECD wskazują, że skuteczniej na wzrost dzietności wpływać mają bezpośrednie transfery finansowe (Luci-Greulich, Thévenon 2013). Ale biorąc pod uwagę kraje zachodniej Europy, wniosek jest odwrotny, to łagodzenie kosztów alternatywnych, nie zaś bezpośrednich ma zwiększać dzietność (Kalwij 2010). Nawet jednak przykłady wskazywanych powyżej i skutecznych interwencji w zakresie wzrostu dzietności, skutkowały relatywnie niewielkim, ograniczonym czasowo i, najogólniej, jedynie doraźnym odreagowaniem tendencji. Wszystko to wskazuje na olbrzymie trudności, z którymi boryka się obecnie w krajach wysokorozwiniętych polityka społeczna mająca na celu odwrócenie czy choćby wyhamowanie regresu demograficznego. Choć, pojawiają się dowody, że w wysoko rozwiniętych gospodarczo regionach europejskich negatywna tendencja dzietności traci impet, a nawet ulega odwróceniu (Fox, Klusener, Myrskylä 2019). Ponadto istnieją również przykłady, gdzie programy pronatalistyczne nie odniosły skutku (Acs 1996; Levine 2002; Riphahn, Wijnck 2017), bądź przyniosły skutek negatywny (Borg 1989; Docquier 2004; Jones, Schoonbroodt, Tertilt 2011).

dowych w 2018 roku w zakresie organów wykonawczych gmin obserwuje się wpływ 500+ na poparcie kandydatów z PiS, w ten sposób, że istnieje istotnie statystyczny wpływ liczby rodzin pobierających świadczenie 500+ na zwiększenie poparcia kandydatów PiS w pierwszej turze wyborów. Wpływ ten rośnie w przypadku rodzin pobierających świadczenie 500+ na troje lub więcej dzieci.

Wobec tego, że ustawodawca nie przewidział oceny ex post programu 500+ w zakresie ogólnie wyznaczonych celów o szerokich ramach interpretacji, a co za tym idzie i ewaluacji, gdzie następstwa demograficzne programu mają mieć priorytetowe znaczenie, to w zakresie ich oceny niniejszy artykuł tę lukę dopełnia. W rzeczywistości można sformułować tezę, że skutki programu w najmniejszym zakresie dotyczą rozrodczości, a w większym wpływają na sferę polityczną i społeczno-ekonomiczną. Dlatego w dalszej kolejności niezbędne jest dopełnienie rozpoznania tej triady wpływów 500+ w ramach jego wielokierunkowego oddziaływania na polską rzeczywistość.

Artykuł podzielony jest na siedem sekcji. W następnej sekcji charakteryzujemy formalnoprawne ramy programu 500+ wypuklając jego główne cele i luki w ocenie skutków oddziaływania. W sekcji trzeciej przedstawiamy metodę BSTS w kontekście rozwoju wnioskowania kontrfaktycznego w naukach społecznych. W sekcji czwartej przedstawiamy hipotezy. Sekcja piąta to charakterystyka danych do analizy, gdzie główną zmienną zależną jest szereg czasowy z liczbą miesięczną urodzeń żywych według bazy PESEL Ministerstwa Cyfryzacji oraz krótszy szereg czasowy z miesięczną liczbą urodzeń, ale opisaną dodatkowymi cechami, w tym przypadku dane pochodzą z Bazy Demografia GUS. W sekcji analiza zawarta jest estymacja BSTS dla efektu 500+ w zakresie liczby urodzeń do końca 2017 i do połowy 2019 roku. Wreszcie, sekcja siódma przedstawia wnioski z prezentowanych odkryć i nawiązuje do proponowanej kolejnej odsłony polityki pronatalistycznej pod nazwą Strategia Demograficzna 2040.

Ramy prawne i cele programu 500+

Zapowiedź i pierwsze formalne ramy do wprowadzenia 500+ zawarto w programie PiS z 2014 roku². W trakcie kampanii wyborczej w 2015 roku politycy PiS eksponowali ten element programu politycznego. Po wygranych wyborach przyjęto ustawę z 11 lutego 2016 roku o pomocy w wychowywaniu dzieci³, która wprowadza program 500+ od kwietnia 2016 roku.

Cele programu wyznaczono w sposób nieprecyzyjny, co z jednej strony może oferować szerokie pole interpretacji, służąc celom politycznym, z drugiej unie możliwiać ocenę skutków programu. Program w momencie wprowadzania posiada dwa równoważne cele: „pomoc dla rodzin wychowujących dzieci” i „przeciwdziałanie spadkowi demograficznemu”⁴. Ten pierwszy cel ustawodawca

² <https://www.pis.torun.pl/download/program-pis-2014/> (1.08.2021).

³ Dz. U. 2016 poz. 195 z późn. zm.

⁴ <https://n-4-6.dcs.redcdn.pl/file/o2/tvn/web-content/m/p121/f/c88d8d0a6097754525e02c2246d-8d27f/39a5afaf-ac9f-49e5-9a37-5903131dd4a0.pdf>; <https://www.sejm.gov.pl/sejm8.nsf/druk.xsp?nr=216> (1.08.2021).

wiąże z ograniczaniem ubóstwa. Jak jednak wskazuje Anna Gromada (2018), nie wiadomo, jaki typ ubóstwa ustawodawca ma na myśli (skrajne, relatywne czy ustawowe). W przypadku drugiego celu Gromada (2018) wskazuje brak operacjonalizacji „spadku demograficznego”, i sugeruje dwa wskaźniki, które można by w tym celu zaadaptować: współczynnik dzietności (TFR) oraz przyrost naturalny. Jednak zmienność wartości pierwszego i względnie stałe dodatnie wartości drugiego na przestrzeni lat nie muszą stanowić dobrego rozwiązania w ocenie skutków programu (Gromada 2018). Brak precyzyjnego zdefiniowania celów i ich wskaźników pociąga za sobą brak przedstawienia horyzontu czasowego choćby fragmentarycznej oceny efektów programu. Nie zostały przedstawione empiryczne dowody efektywności podobnych interwencji w innych krajach, nie rozważono też zróżnicowania wielkości i form wsparcia dla poszczególnych grup beneficjentów w ramach programu. W Ocenie Skutków Regulacji z 2 grudnia 2015 i z 29 stycznia 2016 roku przedstawiono tylko przegląd zbliżonych świadczeń na przykładzie 5 krajów UE⁵. Przy tym, wprowadzając program, nie uwzględniono też wpływu na dzietność szeregu czynników, jak np. wpływu wykształcenia wyższego kobiet na posiadanie dzieci. Wyniki badań z Korei Południowej stwierdzają, że posiadanie wyższego wykształcenia przez kobiety obniża szansę na urodzenie dziecka o 23% i redukuje średnią liczbę urodzeń o 1,3 (Sohn, Lee 2019). Ustawodawca nie umotywowwał wysokości świadczenia, nie wiadomo dlaczego sugerowana kwota ma być efektywna w realizacji ogólnie zdefiniowanych celów, a także jak z punktu widzenia celów ma wypłacanie świadczenia bezwarunkowo dopiero na drugie i kolejne dzieci⁶. Modyfikacja programu od połowy 2019 roku też tych zagadnień nie precyzuje, a wprowadza dodatkowo kolejny cel: *inwestycja w rodzinę (poprawa „jakości” kapitału ludzkiego)*, (OSR 19 marca 2019 roku, UD 493), który znowu nie jest ani pojęciowo, ani tym bardziej operacyjnie zdefiniowany. Jednak tym razem doprecyzowano cel demograficzny w kształcie: *demografia, tj. wzrost liczby urodzeń*, co sugeruje, że ustawodawca zakłada jakikolwiek wzrost nominalnej, bezwzględnej liczby urodzeń bez przyjmowania konkretnej ani zbliżonej wartości takiego wzrostu, o horyzoncie czasowym również i tym razem zapominając.

Biorąc powyższe pod uwagę, proponowana metodologia ewaluacji programu w postaci BSTS umożliwi określenie tak bezwzględnej liczby urodzeń, jak i efektu względnego w postaci odsetka urodzeń jako potencjalnego efektu interwencji. W ten sposób pomijane są zmienne problematyczne przy takiej ocenie,

⁵ W OSR z 19 marca 2019 roku znajduje się też porównanie wybranych krajów UE w zakresie: *wartości świadczeń na dzieci w Unii Europejskiej bez kryterium dochodowego (w EUR)*.

⁶ W tym zakresie dostrzegalne jest jedynie pobieżne fiskalne uzasadnienie szerokiej dostępności świadczenia od drugiego dziecka: <https://www.sejm.gov.pl/sejm8.nsf/druk.xsp?nr=216> s. 9–10.

jak TFR czy przyrost naturalny. Dodatkowo kontrolowany jest wpływ innych zmiennych zakłócających ocenę, jak np. liczba kobiet w wieku rozrodczym.

Metoda

Udzielenie odpowiedzi na zadane pytania badawcze musi angażować metodę, która oferuje wnioskowanie kontrfaktyczne, czyli wpisuje się w plan badania określany eksperymentem naturalnym, w którym brakuje grupy kontrolnej, a na zaaplikowany bodziec wpływa trend sezonowy oraz zakłócenia z szeregu zmiennych. Dlatego możliwości obiektywnej weryfikacji wpływu 500+ na dzietność zależą od metody analizy, która uwzględni tylko czynnik wpływu programu i jednocześnie kontrolować będzie pozostałe zmienne, jakie niezależnie od 500+ wpływać mogą na poziom dzietności. Wcześniej w literaturze wielokrotnie podnoszono problem weryfikacji wpływu pojedynczych bodźców na dzietność i zastanawiano się, jak pozostałe zmienne społeczne czy ekonomiczne wpływ ten mogą zafałszowywać (Balbo i in. 2013: 23). Problem ten sygnalizował też np. Robert Moffitt (1998), w zakresie analizy wpływu systemu opieki społecznej na skłonność do zawierania małżeństw i dzietność w USA. Podobne dylematy towarzyszą coraz częściej badaniom w różnych dziedzinach, również poza obszarem nauk społecznych, ale w tym przypadku metody rozwijane w naukach społecznych oferują rozwiązania coraz częściej adaptowane również w naukach przyrodniczych (Fick i in. 2020). Mowa tu o konglomeracie spokrewnionych ze sobą metod, jak regresja łamana (ang. Regression Discontinuity Design, RDD; Cattaneo, Idrobo, Titiunik 2019) w najczęściej stosowanej wersji ostrej (sharp), rozmytej (fuzzy) czy supełkowej (kink; Sohn, Lee 2019); różnica w różnicy (ang. Difference in Differences, DID; Abadie 2005), przerywane szeregi czasowe (ang. Interrupted Time Series, ITS; Bernal i in. 2017); grupa metod syntetycznych, np. syntetyczna grupa kontrolna (ang. Generalized Synthetic Control, GSC; Xu 2017) czy wreszcie Bayesowskie Strukturalne Szeregi Czasowe (ang. Bayesian Structural Time Series, BSTS; Scott, Varian 2014; Brodersen i in. 2015), lecz również metody dopasowań w zakresie tzw. *propensity score* (zob. np. Athey, Imbens 2017), a także jeszcze inne.

Poszczególne z tych metod dobrze obsługują różnorakie schematy badawcze, w których pomiędzy grupami kontrolnymi a eksperymentalnymi brak jest randomizacji, grupy kontrolne są niewielkie, wystawione na oddziaływanie silnych czynników zakłócających lub nie występują w ogóle – jak w analizowanym przypadku. Właściwości tych metod znacznie poszerzają pole stosowania schematów eksperymentalnych w zastanych okolicznościach ekspozycji danych do zdarzeń z przeszłości. Jeżeli eksperyment klasyczny w jakimś problemie badawczym nie jest możliwy do wdrożenia z technicznego punktu widzenia (zbyt

dużo jednostek pomiaru, zbyt długi czas reakcji na bodziec), strukturalnego (zaburzony skład czy w ogóle brak grupy kontrolnej), albo etycznego, o ile mierzone zmienne są kwantyfikowalne, to najprawdopodobniej zastosować można co najmniej jedną z wymienionych metod. Tym samym pokonywane są jeszcze niedawno spotykane bariery związane z wnioskowaniem przyczynowym w naukach społecznych (Sułek 2002: 165–181).

Bayesowskie Strukturalne Szeregi Czasowe

Ze względu na powyższe, w tej pracy do wyznaczenia efektu 500+ używamy modelu Bayesowskich Strukturalnych Szeregów Czasowych (ang. Bayesian Structural Time Series; BSTS) w postaci biblioteki programistycznej CausalImpact (Brodersen i in. 2015) do języka R (R Core Team 2021). Metoda opiera się na statystyce bayesowskiej w odróżnieniu od dominującej w dydaktyce i w badaniach statystyki fisherowskiej, nazywanej też frekwentystyczną czy obiektywną (zob. np. Silver 2012: 219–244). Nie będziemy tu charakteryzować tej koncepcji. Zainteresowani charakterystykę modelowania bayesowskiego, elementy tych modeli czy liczne przykłady implementacji mogą odnaleźć np. w: van de Schoot i in. 2021. Tutaj skupimy się na charakterystyce BSTS i implementacji tego podejścia do prezentowanego problemu badawczego. Modelu używamy do wnioskowania o przyczynowym wpływie programu 500+ na miesięczne urodzenia żywe w Polsce w zakresie krótkiego szeregu czasowego od 1 stycznia 2014 do 1 grudnia 2017 roku i w zakresie szeregu długiego od 1 stycznia 2011 do 1 czerwca 2019 roku.

Strukturalne modele szeregów czasowych są modelami przestrzeni stanów (ang. *state-space models*) dla danych szeregów czasowych. Można je zdefiniować za pomocą pary równań:

$$(1) \quad y_t = Z_t^T \alpha_t + \varepsilon_t,$$

$$(2) \quad \alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + R_t \eta_t,$$

gdzie y_t oznacza wartości obserwowane; Z_t jest wektorem wyjścia o wymiarze d ; T_t jest macierzą przejścia o wymiarach $d \times d$; R_t jest macierzą sterowania o wymiarach $d \times q$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ jest wyrazem błędu o wariancji σ ; a $\eta_t \sim N(0, Q_t)$ jest q -wymiarowym błędem systemu z macierzą dyfuzji stanu o wymiarach $q \times q$ Q_t , przy czym: $q \leq d$.

Równanie (1) jest równaniem *obserwacji*; łączy ono obserwowane dane y_t z ukrytym d -wymiarowym wektorem stanu α_t . Równanie (2) jest równaniem *stanu*; reguluje ono ewolucję wektora stanu α_t w zadanym czasie t (szczegółowy opis elementów równania stanu i obserwacji oraz innych komponentów modelu

w Brodersen i in. 2015: 253–264). W dalszej części stosowany przez nas model zawiera komponent lokalnego trendu liniowego, komponent sezonowości oraz regresory. Jako domyślny rozkład *a priori* zastosowano rozkład *spike-and-slab* składający się z rozkładu zero-jedynkowego i rozkładu Gaussa o wysokiej wariancji (George, McCulloch 1993, 1997; Ishwaran 2005; Scott, Varian 2014), co pozwala modelowi na wybranie odpowiednich zmiennych kontrolnych. Następnie próbnik Gibbsa i filtr Kalmana został użyty do estymacji rozkładu *a posteriori* przy użyciu próbkowania Monte Carlo łańcuchami Markova (ang. Markov Chain Monte Carlo, MCMC). W modelu długość łańcucha MCMC ustalono na: 10000. Zbieżność MCMC została oceniona poprzez test Heidelberga i Welcha (Heidelberger, Welch 1981; 1983). W komponencie sezonowym sezonowość modelu ustalona została na 12 miesięcy (1 miesiąc to jednostka obserwacji szeregu czasowego), co umożliwiło estymacje efektu niezanieczyszczonego sezonową naturą danych związanych z urodzeniami.

Finalny model BSTS został użyty do oceny skutków programu „Rodzina 500+” poprzez analizę interwencji przy wykorzystaniu metodologii CausalImpact (Brodersen i in. 2015). Analiza interwencji tego typu polega na estymacji kontrfaktycznego szeregu czasowego od wskazanego terminu interwencji, który stanowi wynik w przypadku, gdyby interwencji nie wprowadzono. Różnica pomiędzy obserwowanym szeregiem czasowym a stanem kontrfaktycznym (symulowaną grupą kontrolną) jest interpretowana jako efekt interwencji. Pozwala to na tworzenie kontrfaktycznych przewidywań poprzez konstruowanie syntetycznej kontroli opartej na kombinacji zmiennych, które są skorelowane ze zmienną zależną, ale nie były poddane interwencji. Zmienne kontrolne w modelu są więc wyznacznikiem i stabilizatorem estymacji szeregu czasowego symulowanej grupy kontrolnej po interwencji. Charakterystyka tych zmiennych i obydwu szeregów czasowych zawarta jest niżej w sekcji dane.

Metoda CausalImpact została zaproponowana do oceny kampanii marketingowych czy efektów wprowadzania nowych produktów, w sytuacji kiedy nie ma grupy kontrolnej albo jej wyodrębnienie jest trudne i nieefektywne (Brodersen i in. 2015). Ale jej właściwości umożliwiły już między innymi określenie wpływu wydarzeń politycznych, jak „arabska wiosna” czy sytuacji w 2017 roku w Katalonii na dynamikę ruchu turystycznego (Perles-Ribes i in. 2018; Perles-Ribes i in. 2019); wpływu zakazu używania wyrobów tytoniowych w miejscach publicznych na wielkość ich sprzedaży (Pinilla i in. 2018), czy ocenę skutków polityk antyalkoholowych w skali lokalnej (Vocht i in. 2020). Modele BSTS są elastyczne i mają znaczną przewagę w badaniu skutków interwencji nad tradycyjnymi modelami ARIMA. Modele ARIMA uwzględniają jedynie ewolucję szeregu czasowego będącego przedmiotem badania przed i po interwencji, bez uwzględnienia jakiegokolwiek rodzaju kontroli czy odniesienia. Modele BSTS pozwalają na tworzenie kontrfaktycznych przewidywań za pomocą syntetycznej

kontroli złożonej z kombinacji zmiennych niezależnych oraz cechującą się wyższą trafnością (Feroze 2020; Perles-Ribes i in. 2018). W tym przypadku elastyczność i dokładność metody pozwala na ocenę efektu 500+ od momentu wprowadzenia programu do końca 2017 roku i do połowy 2019 roku z większą precyzją niż modele alternatywne.

Hipotezy

Przypomnijmy, że cel główny analizy wyraża się w pytaniu badawczym: czy 500+ zwiększył liczbę urodzeń. Cel szczegółowy zawiera się z kolei w pytaniu: jeżeli efekt programu zwiększa nominalną liczbę urodzeń, to na które w kolejności urodzenia efekt oddziałuje najsilniej. Do pierwszego pytania przyjmujemy hipotezę twierdzącą, że program zwiększył nominalną liczbę urodzeń. Hipoteza do drugiego pytania brzmi z kolei: największy wzrost efektu względnego wskutek 500+ obserwujemy w rodzinach wielodzietnych.

W tym brzmieniu hipotezy podobne są pod względem swojej klarowności do celów 500+ określonych przez ustawodawcę. Jednak na swoją obronę możemy przywołać fakt, że na takie możliwości pozwalają nam dane, którymi dysponujemy do analizy. Również w znanych nam ewaluacjach zbliżonych interwencji ich autorzy pozostają na podobnym stopniu ogólności, jeśli w ogóle przyjmują założenia o kierunkowości efektu.

Co do hipotezy pierwszej sądzimy, że program będzie skutkował jakimkolwiek wzrostem bezwzględnej liczby urodzeń. Interwencje pronatalistyczne nawet o słabszym bodźcowaniu są w stanie niekiedy wywołać wzrost liczby urodzeń, np. o 6% w Hiszpanii (González 2013) czy w prowincji Quebec w Kanadzie o 16,9% (Milligan 2005). Toteż przyjmujemy, że relatywnie hojna w skali krajów europejskich stymulacja bezpośrednich kosztów posiadania dzieci będzie miała nawet niewielki efekt, ale jednak efekt większy od zera w liczbie urodzeń.

Hipoteza druga, jeśli pierwsza zostaje potwierdzona, przyjmuje, że największy względny wzrost urodzeń wystąpi w rodzinach wielodzietnych, tj. tych mających dzieci troje i więcej. Zakładamy, że wśród tych rodzin zadziała motywacja finansowa i przedkładanie kosztów bezpośrednich nad alternatywne.

Dane

Podstawową zmienną zależną w analizie jest liczba urodzeń żywych na terenie Polski wykazywana w każdym dniu od 1 stycznia 2000 roku do 1 czerwca 2019 roku według przypisywanych numerów PESEL każdemu z urodzonych.

Unikatowy numer PESEL jest najdokładniejszym szacunkiem rejestracji urodzeń. Na każdy dzień od 1 stycznia 2000 do 1 czerwca 2019 roku dysponujemy liczbą nadawanych numerów PESEL i są to urodzenia, wśród których przynajmniej jedno z rodziców ma obywatelstwo polskie. Dane te pochodzą z zasobu informacyjnego Ministerstwa Cyfryzacji (MC). Dysponujemy również zbiorem szczegółowym charakteryzującym się krótszym szeregiem czasowym od 1 stycznia 2014 roku do 1 grudnia 2017 roku. Zbiór szczegółowy zawiera dodatkowe zmienne takie, jak 1) waga dziecka, 2) kolejność urodzenia, 3) wiek matki oraz 4) żywotność dziecka. Dane te pochodzą z Bazy Demografia prowadzonej przez Główny Urząd Statystyczny (GUS). Z kolei Baza Demografia GUS w ogóle nie dysponuje danymi za okres 2018 roku z powodu wprowadzenia nowych wzorów kart urodzenia w 2018 roku⁷, co spowodowało problemy z raportowaniem tych danych przez lekarzy. Od 2019 roku dane te znowu są dostępne. Szczegółowe dane z częstotliwością miesięczną urodzeń (wraz ze zmiennymi w pkt 1 do 4), w okresie od 1 stycznia 2014 do 1 grudnia 2017 roku uzyskaliśmy z Bazy Demografia GUS. Krótszy czasowo zbiór szczegółowy traktujemy jako podstawę do obliczeń, bo umożliwia uwzględnienie kolejności urodzeń, dodatkowo zawiera jedną zmienną (waga dziecka), którą można traktować jako zmienną kontrolną w budowie szeregu czasowego BSTS (Brodersen i in. 2015).

Pozostałe zmienne kontrolne w krótkim szeregu czasowym to liczba urodzeń żywych miesięcznie głównie w krajach UE oraz w innych krajach europejskich takich jak Szwajcaria, Turcja i Serbia, w których korelacja urodzeń żywych miesięcznie ze zmienną zależną w Polsce wynosi $\geq 0,4$. Do zmiennych kontrolnych w krótkim szeregu czasowym dodajemy też zmienną: „noclegi udzielone obcokrajowcom w hotelach (z pominięciem rezydentów)”, „liczbę ofert pracy na miesiąc” (GUS) oraz „wagę dziecka w gramach” (Baza Demografia GUS), w ten sposób trzy zmienne charakteryzują wewnętrzne cechy w Polsce, a pozostałe opisują wartości analogicznych zmiennych do zmiennej zależnej w innych krajach, głównie europejskich. Statystyki opisowe zmiennych dla krótkiego szeregu czasowego przedstawia tabela 1. Z kolei wartości współczynnika korelacji liniowej r Pearsona zmiennych kontrolnych z tego okresu ze zmienną zależną przedstawia tabela A3 w załączniku. Na podstawie danych z Bazy Demografia nie można przeprowadzić walidacji do 1 lipca 2019 roku, bo jak wskazaliśmy, brak jest danych za 2018 rok, stosowanie w tym zakresie procedur imputacji jest niemożliwe ze względu na docelowo oczekiwany próg uszczegółowienia danych na poziomie miesięcznym. Dlatego jako podstawowego szeregu czasowego do analizy używamy krótszego okresu danych ze zmiennymi szczegółowymi (1 stycznia 2014–1 grudnia 2017 roku), tylko w tym okresie dysponujemy zmienną „kolejność urodzeń”. Do określenia wpływu programu na liczbę urodzeń do połowy 2019 roku używamy

⁷ <https://demografia.stat.gov.pl/BazaDemografia/Tables.aspx> (1.08.2021).

szeregu długiego (1 stycznia 2000–1 czerwca 2019 roku). W tym przypadku szereg czasowy skracamy do zakresu: od 1 stycznia 2011 do 1 czerwca 2019 roku. Po pierwsze dlatego, że w okresie do 1 grudnia 2010 wystąpiła największa zmienność wartości miesięcznej liczby urodzeń, po drugie, współautor metody BSTS sugeruje, aby nie uwzględniać zbyt długiego okresu czasu przed interwencją w porównaniu do okresu po interwencji⁸, wreszcie po trzecie, w przypadku zmiennych kontrolnych dłuższy okres ich uwzględnienia oznacza wyższą wariancję ich wartości, a taka tendencja w przypadku zmiennych kontrolnych również nie jest wskazana⁹.

Tabela 1. Statystyki opisowe zmiennych kontrolnych użytych w analizie szeregu czasowego w okresie od 1 stycznia 2014 roku do 1 grudnia 2017 roku

Zmienne	Min	Max	Średnia	Mediana	SD	Q1	Q3
Polska	27199	35996	31848	31605	2231	30577	33912
Waga dziecka w gramach	390	8120	3358	3400	558	3060	3700
Noclegi udzielone obcokrajowcom w hotelach (z pominięciem rezydentów)	467863	1386063	906844	933015	249353	692661	1085243
Liczba ofert pracy na miesiąc	54901	169890	115915	117524	26169	96599	137084
Austria	6063	8039	7113	7108	451	6795	7420
Bułgaria	4845	6183	5468	5524	364	5220	5769
Czechy	8132	10481	9327	9249	561	9037	9707
Dania	4228	5767	4960	4902	369	4684	5233
Estonia	966	1367	1152	1136	99	1077	1238
Niemcy	53344	73180	63116	63270	5103	59418	66794
Węgry	6744	8757	7821	7817	507	7433	8103
Holandia	12523	15683	14334	14309	789	13845	14880
Rumunia	14600	19612	17023	16910	1331	15914	17802
Serbia	4692	6276	5453	5354	449	5097	5873
Słowacja	3982	5397	4712	4636	331	4506	4884
Słowenia	1503	1954	1717	1723	126	1622	1810
Szwajcaria	6402	7981	7231	7209	372	6970	7494
Turcja	95121	129973	109669	107465	9371	103169	115912

Źródło: obliczenia własne na podstawie Baza Demografia GUS i Eurostat. Zmienna w wymienionych państwach to miesięczne urodzenia żywe.

⁸ <https://stats.stackexchange.com/questions/128775/is-it-okay-to-run-causalimpact-in-r-on-successive-portions-of-a-time-series/133747#133747> dostęp: 2.08.2021.

⁹ Tamże.

Rolę zmiennych kontrolnych dla projekcji BSTS długiego szeregu czasowego pełnią te same zmienne, które zastosowane zostały w szeregu krótkim z wyjątkiem „wagi dziecka” i „liczby ofert pracy na miesiąc”. Wartości współczynnika korelacji r Pearsona zmiennych kontrolnych ze zmienną zależną w tym okresie (1 stycznia 2011 – 1 czerwca 2019 roku), przedstawia tabela A4 w załączniku.

Ogólnie, wybór wszystkich zmiennych kontrolnych tak w długim (15 zmiennych), jak i w krótkim szeregu czasowym (17 zmiennych), poprzedzony został kwerendą dostępnych zmiennych zagregowanych w interwale miesięcznym w GUS, na które nie wpływa bodziec, ale zmienne te korelują ze zmienną zależną (z co najmniej średnią siłą: $r \geq 0,4$)¹⁰. W ten sposób agregacja czasowa wszystkich cech ma interwał miesięczny. Z tego też powodu nie włączamy w roli zmiennej zależnej liczby kobiet w wieku rozrodczym, bo najniższy interwał zapisu tej zmiennej, jakim dysponuje w tym przypadku statystyka publiczna, to interwał półroczny. Imputacja w tym przypadku, tak jak w sugerowanym wcześniej, nie jest wskazana ze względu na obniżenie poziomu uszczegółowienia.

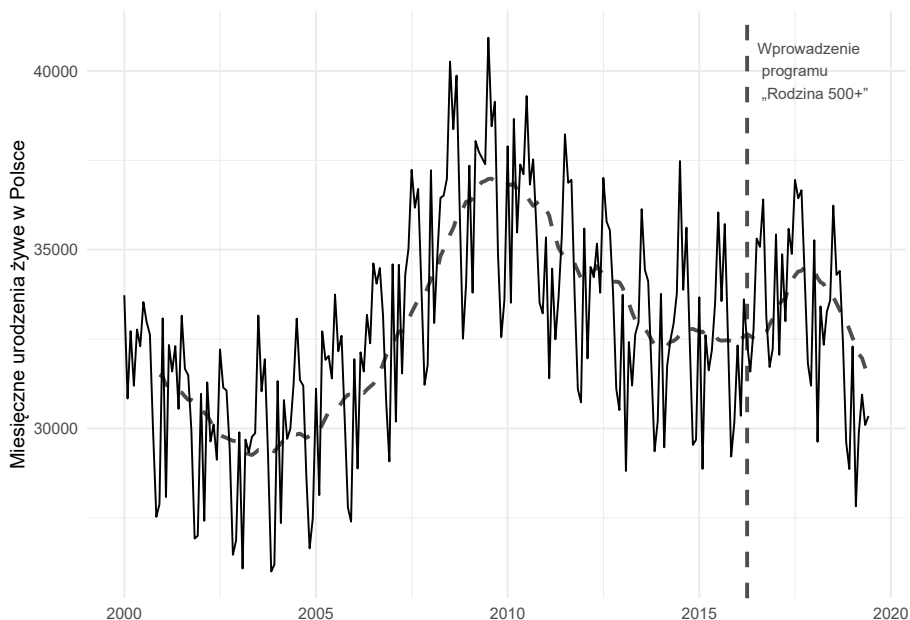
Analiza

Analizę rozpoczynamy od zaprezentowania częstości urodzeń w miesiącach od 1 stycznia 2000 roku do 30 czerwca 2019 roku. Na wykresie 1 ujęto bezwzględną liczbę urodzeń w miesiącach, jak i liczbę urodzeń po niwelacji efektu sezonowości w skali roku. W całym analizowanym okresie dostrzegalna jest sezonowość w ujęciu rocznym. Największa liczba urodzeń w każdym roku

¹⁰ Pod kątem archiwizacji zmiennych w interwale miesięcznym dostępnych w GUS jako potencjalne zmienne kontrolne do projekcji BSTS, na które nie wpływa bodziec, ale których wartości mogą korelować ze zmienną zależną, przeanalizowano następujące grupy zmiennych: 1) turystyczne obiekty noclegowe; 2) skup ważniejszych produktów rolnych (pszenica, żyto, ziemniaki, mleko krowie, mięso drobiowe, mięso wieprzowe); 3) mieszkania: rozpoczęte, pozwolenia lub zgłoszenia i oddane do użytkowania (według definicji obowiązujących do 2017 roku); 4) oferty pracy; 5) przeciętne ceny skupu ważniejszych produktów rolnych (lista produktów z pkt 2); 5) przeciętne ceny uzyskiwane przez rolników na targowiskach (lista produktów z pkt 2 i 5); 6) mieszkania; 7) mieszkania, których budowę rozpoczęto; 8) mieszkania oddane do użytkowania. Mimo dostępnego miesięcznego interwału zapisu wartości zmiennych, ale z uwagi na potencjalny wpływ bodźca na wartości tych zmiennych, pominięto takie zmienne, jak: 1) ceny detaliczne wybranych towarów i usług konsumpcyjnych; 2) bezrobotni zarejestrowani według płci; 3) bezrobotni zarejestrowani według typu; 4) bezrobotni zarejestrowani zamieszkali na wsi; 5) sprzedaż detaliczna towarów według rodzajów działalności przedsiębiorstwa; 6) bezrobotni zarejestrowani według poziomu wykształcenia; 7) bezrobotni według wieku; 8) bezrobotni według czasu pozostawania bez pracy; 9) bezrobotni według stażu pracy.

przypada zawsze w lipcu, sierpniu i wrześniu. Co oznacza, że poczęcia realizowane są w największej mierze w listopadzie, grudniu i w styczniu (tabela A2 w załączniku). A to z kolei może oznaczać przejście wzorów prokreacyjnych rodzin chłopskich z okresu przed i po zaborach¹¹. Wówczas w tej grupie kumulacja poczęć zachodziła w okresie jesienno-zimowym, czyli w czasie ludycznym, wolnym od prac polowych, w którym występowała konsumpcja rocznych zbiorów. W tym czasie zawierano też najwięcej małżeństw (Guzowski 2019a, 2019b). Od 1 stycznia 2014 roku do 1 grudnia 2017 największy odsetek urodzeń stanowiły urodzenia pierwsze (44,08%), następnie drugie (39,5%), trzecie (11,93%), czwarte (2,92%) oraz piąte i kolejne (1,57%)¹².

Wykres 1. Miesięczne urodzenia w Polsce od 1 stycznia 2000 roku do 1 czerwca 2019 roku według rekordów dziennych urodzeń PESEL



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych bazy PESEL MC. Pionowa przerywana linia oznacza start programu „Rodzina 500+” 1 kwietnia 2016 roku. Do przedstawienia trendu zastosowano prostą średnią ruchomą z 12 miesięcy.

¹¹ Należy przy tym wziąć pod uwagę, że analiza miesięcznej liczby urodzeń żywych z krajów uwzględnionych tutaj jako zmienne kontrolne w ramach analizowanych okresów krótkiego i długiego, a także żywe urodzenia miesięczne w USA w okresie od 2007 do 2020 roku, (<https://wonder.cdc.gov/nativity-current.html>, dostęp: 12.11.2021), we wszystkich przypadkach szczyt fali wykazują w lipcu każdego roku.

¹² Obliczenia własne na podstawie Baza Demografia GUS.

Następnie przeprowadzamy analizę korelacji zmiennych kontrolnych w krótkim szeregu czasowym (tabela A3 w załączniku), wymienionych w sekcji dane. Wszystkie te zmienne wykazują średni poziom korelacji ze zmienną zależną (urodzenia żywe w okresie 1 stycznia 2014–1 grudnia 2017 roku), gdzie zawsze $p < 0,003$. Na wartości tych zmiennych nie wpłynęła interwencja (wprowadzenie 500+).

Wreszcie przystępujemy do oszacowania efektu interwencji, której rozpoczęcie przyjmujemy w terminie formalnego wdrożenia programu 500+, czyli 1 kwietnia 2016 roku. Za rozpoczęcie interwencji przyjmujemy tę datę, bo informacje publiczne o wprowadzeniu programu 500+ były już obecne w roku 2014, co mogło wpłynąć na decyzje prokreacyjne potencjalnych beneficjentów. Jest to sytuacja odmienna od tej, którą opisuje González (2013), gdzie program pronatalistyczny w Hiszpanii został wprowadzony nagle, bez wcześniejszej wiedzy obywateli, co umożliwiło zastosowanie regresji nieciągłej ostrej i ustalenie punktu cięcia na 9 miesięcy przed urodzeniem dziecka. Wyniki estymacji modelu BSTS przedstawia tabela 2, a analizę graficzną tych estymacji przedstawia wykres 2.

Tabela 2. Model Bayesowskich Strukturalnych Szeregów Czasowych (BSTS) w wersji CausalImpact. Efekt miesięczny wpływu programu „Rodzina 500+” na urodzenia żywe w Polsce

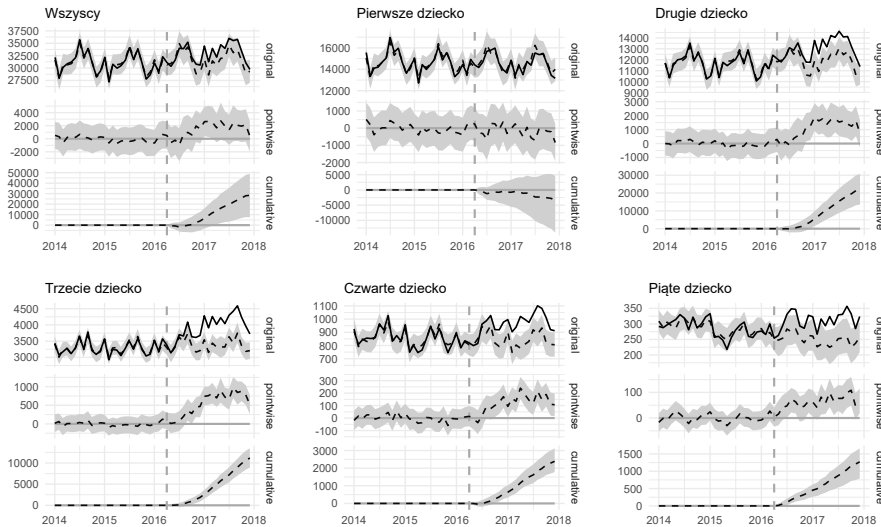
	Kolejność urodzenia dziecka					
	Wszyscy	Pierwsze	Drugie	Trzecie	Czwarte	Piąte
Wartość rzeczywista	33029	14557	13046	3941	965	314
Predykcja bez wpływu interwencji	31609 (544) [30587, 32653]	14738 (236) [14326, 15254]	11944 (222) [11509, 12368]	3383 (58) [3269, 3496]	846 (16) [809, 876]	250 (11) [231, 274]
Efekt bezwzględny	1420 (544) [376, 2442]	-181 (236) [-697, 231]	1101 (222) [678, 1537]	558 (58) [445, 672]	120 (16) [89, 156]	64 (11) [39, 83]
Efekt względny	4,5% (1,7%) [1,2%, 7,7%]	-1,2% (1,6%) [-4,7%, 1,6%]	9,2% (1,9%) [5,7%, 13%]	16% (1,7%) [13%, 20%]	14% (2%) [11%, 18%]	25% (4,3%) [16%, 33%]
R ²	0,8220	0,8094	0,8211	0,8090	0,7781	0,7288
Wartość p	0,0030	0,2281	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001

Źródło: obliczenia własne, na podstawie Baza Demografia GUS i Eurostat. Modelowany szereg czasowy od 1 stycznia 2014 roku do 1 grudnia 2017 roku z punktem interwencji na 1 kwietnia 2016 roku. Odchylenie standardowe w nawiasach okrągłych. 95% przedziały wiarygodności w nawiasach kwadratowych.

W tabeli 2 zawarto 6 modeli szacujących efekt wprowadzenia 500+ (od 1 kwietnia 2016 do 1 grudnia 2017 roku), w zależności od liczby posiadanych już dzieci przez kobietę (kolejność urodzenia). Najpierw efekt estymowany jest dla wszystkich bez względu na kolejność urodzenia, następnie oddzielnie dla każdego kolejnego urodzenia kończąc na urodzeniach piątym.

Skupiając się na wynikach w tabeli 2 w pierwszej kolumnie *wszyscy* (uwzględniającej wszystkie urodzenia) stwierdzamy, że wprowadzenie 500+ spowodowało w okresie 1 kwietnia 2016—1 grudnia 2017 roku zwiększenie liczby miesięcznych urodzeń żywych o 4,5%, co przełożyło się na 1420 urodzeń w skali miesiąca. Gdyby programu nie wprowadzono, liczba urodzeń miesięcznie w tym okresie wyniosłaby 31609 ($R^2 = 0,82$; $p < 0,01$). Szczegółowo analizując wpływ 500+ na kolejne urodzenia stwierdzamy, że program nie zmotywował do urodzenia pierwszego dziecka ($p > 0,05$), a najbardziej przyczynił się do urodzenia kolejnego dziecka w rodzinach posiadających czwórkę dzieci (wzrost urodzeń miesięcznych o 25%; $R^2 = 0,73$; $p < 0,001$). W dalszej kolejności

Wykres 2. Analiza CausalImpact. Efekt miesięczny wpływu programu „Rodzina 500+” na urodzenia żywe w Polsce według kolejności urodzeń



Źródło: obliczenia własne na podstawie Baza Demografia GUS. Modelowany szereg czasowy od 1 stycznia 2014 roku do 1 grudnia 2017 roku z punktem interwencji na 1 kwietnia 2016 roku. Górne panele przedstawiają rzeczywistą zaobserwowaną wartość urodzeń żywych w Polsce (ciągła linia) oraz kontrfaktyczną predykcję modelu, gdyby interwencja nie miała miejsca (przerywana linia). Środkowe panele przedstawiają różnicę pomiędzy rzeczywistymi wartościami a kontrfaktyczną predykcją modelu. Dolne panele przedstawiają skumulowany przewidywany efekt. Zacięniowany obszar oznacza 95% przedział wiarygodności.

program wpłynął na trzecie i czwarte urodzenia, a w tym zestawieniu najslabiej na urodzenia drugie (wzrost urodzeń miesięcznych o 9,2%, co przełożyło się na 1101 urodzeń miesięcznie; $R^2 = 0,82$; $p < 0,001$). Oznacza to, że program najsilniej motywował do urodzenia kolejnego dziecka w rodzinach wielodzietnych, ale wynik działania 500+ do końca 2017 roku wypracowany został w rodzinach z jednym dzieckiem w momencie wprowadzenia 500+ (drugie urodzenia), bo choć efekt względny w skali miesiąca w tych rodzinach wynosi 9,2%, to jest to drugi w kolejności rezerwuuar potencjalnych urodzeń (39,5% urodzonych w tym okresie). Estymacje zawarte w tabeli 2 przedstawiono na wykresie 2 z podziałem na trzy panele dla urodzeń od wszystkich do piątych. Górne panele za pomocą linii ciągłej wskazują na rzeczywistą obserwowaną liczbę urodzeń. Panele środkowe wskazują na kontrfaktyczną predykcję modelu. Z kolei panele dolne przedstawiają skumulowaną wartość zmiennej zależnej, uwzględniając efekt interwencji.

W celu określenia wpływu 500+ do połowy 2019 roku przeprowadzamy weryfikację działania programu na długim szeregu czasowym. Efekt interwencji ocenianej od 1 kwietnia 2016 roku do 1 czerwca 2019 roku nie jest statystycznie istotny ($p > 0,05$; tabela 3), program w tym okresie nie wykazuje już wpływu na liczbę urodzeń. Wyniki estymacji z tabeli 3 przedstawia wykres 3.

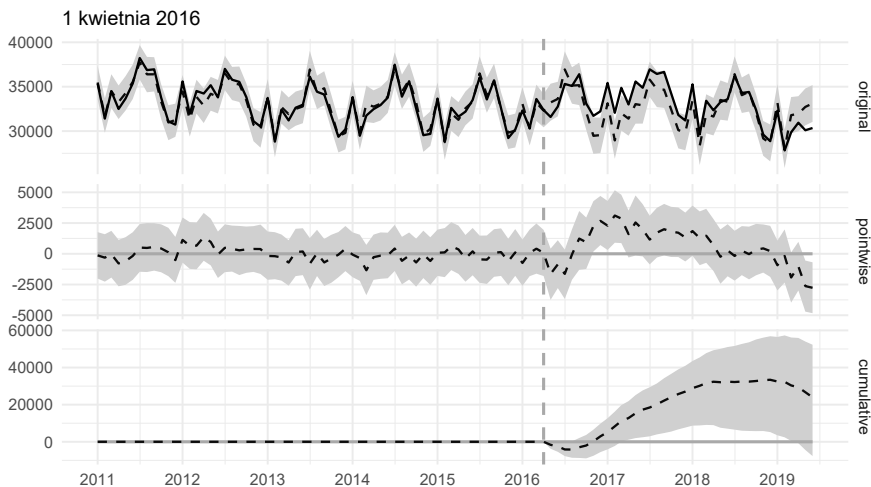
Do weryfikacji zbieżności modeli dla szeregu krótkiego i długiego stosujemy test Heidelberga i Welcha, który modele przechodzą pomyślnie ($p > 0,05$, tabela A5 dla szeregu krótkiego i tabela A6 dla szeregu długiego w załączniku).

Tabela 3. Model Bayesowskich Strukturalnych Szeregów Czasowych (BSTS) w wersji CausalImpact. Efekt miesięczny wpływu programu „Rodzina 500+” na urodzenia żywe w Polsce

	Data interwencji
	1 kwietnia 2016
Wartość rzeczywista	33054
Predykcja bez wpływu interwencji	32424 (380) [31682, 33255]
Efekt bezwzględny	630 (380) [-201, 1372]
Efekt względny	1,9% (1,2%) [-0,62%, 4,2%]
R^2	0,862
Wartość p	0,056

Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy PESEL Ministerstwa Cyfryzacji. Modelowany szereg czasowy od 1 stycznia 2011 roku do 1 czerwca 2019 roku z punktem interwencji na 1 kwietnia 2016 roku. Odchylenie standardowe w nawiasach okrągłych. 95% przedziały wiarygodności w nawiasach kwadratowych.

Wykres 3. Analiza CausalImpact. Efekt miesięczny wpływu programu „Rodzina 500+” na urodzenia żywe w Polsce



Źródło: obliczenia własne na podstawie Baza Demografia GUS. Modelowany szereg czasowy od 1 stycznia 2011 roku do 1 czerwca 2019 roku z punktem interwencji na 1 kwietnia 2016 roku. Górne panele przedstawiają rzeczywistą zaobserwowaną wartość urodzeń żywych w Polsce (ciągła linia) oraz kontrfaktyczną predykcję modelu, gdyby interwencja nie miała miejsca (przerywana linia). Środkowe panele przedstawiają różnicę pomiędzy rzeczywistymi wartościami a kontrfaktyczną predykcją modelu. Dolne panele przedstawiają skumulowany przewidywany efekt. Zacięniowany obszar oznacza 95% przedział wiarygodności.

Podsumowanie

W 2015 roku Polska pod względem świadczeń na dzieci jako odsetka wydatków socjalnych znajdowała się na odległym miejscu wśród krajów UE, z wartością 7,99%. Wprowadzenie od kwietnia 2016 roku programu 500+ oznaczało wzrost udziału tego typu świadczeń do 12,54% i dawało awans Polski na 3 miejsce wśród państw unijnych za Luksemburgiem (15,43%)¹³ i Estonią (13,04%). W 2017 roku było to miejsce drugie (13,35%), a w 2018 roku miejsce trzecie znowu za tymi samymi krajami co w 2016 roku¹⁴. Taka wielkość wsparcia w relacji do przeciętnego wynagrodzenia dawała Polsce w 2016 roku czwarte miejsce wśród państw UE i oznaczała awans z roku poprzedniego o 16 miejsc (PWC 2016). Jednocześnie, według naszych obliczeń, do końca 2017 roku działanie

¹³ Luksemburg jest specyficzną jednostką pomiarową, druga najmniejsza liczba ludności z krajów UE i beneficjenci znacznej części świadczeń zamieszkałi poza Luksemburgiem.

¹⁴ Eurostat, zmienna: Family/Children, składowa zmiennej: TP00106. (1.08.2021).

programu wygenerowało 1420 urodzeń miesięcznie, co obrazowo przedstawić można w ten sposób, że w każdym miesiącu przybyło dodatkowo tyle urodzeń, ile w jeden dzień miesiąca (tabela A1 w załączniku), a w przybliżeniu w całym tym okresie doszedł jeden miesiąc w zakresie liczby urodzonych (tabela A2 w załączniku). W ten sposób można oszacować koszt interwencji programu w czasie do 1 grudnia 2017 roku. Przyjmując, że koszt 500+ w 2016 i 2017 roku to 40,9 mld złotych (NIK 2019: 6)¹⁵, to nieomal 1,4 mln złotych wydatkowane w tym czasie z programu 500+ przyczyniło się do urodzenia jednego dziecka. Biorąc pod uwagę okres trwania programu do 1 lipca 2019 roku, czyli do jego modyfikacji wprowadzonej bezpośrednio przed wyborami parlamentarnymi i uwzględniającej wypłaty także na pierwsze dzieci, działanie programu nie wykazuje już statystycznie istotnego efektu¹⁶. Oznacza to, że relatywnie wysokie koszty programu oferują tylko minimalne rezultaty poniżej oczekiwań, niższe w stosunku do osiągniętych z podobnych i tańszych interwencji w innych krajach, a po upływie 39 miesięcy od wprowadzenia program nie generuje już ani jednego nowego urodzenia. Przykładowo, wprowadzona w Hiszpanii w 2007 roku jednokrotna wypłata świadczenia w związku z urodzeniem dziecka powodowała wyższy odsetek urodzeń niż comiesięczne świadczenie 500+ wypłacane na dziecko do czasu osiągnięcia pełnoletności. Przy tym nie wiadomo, jakie oczekiwania stawiane były tej interwencji, bo ani w zakresach celów programu (tak w zakresie liczby urodzeń, jak i ograniczenia ubóstwa) nie określono żadnych kwantyfikowalnych mierników ani horyzontu czasowego do ich osiągnięcia. Jeżeli przyjąć jak w hipotezie pierwszej, że interwencja wywoła jakikolwiek wzrost urodzeń większy od zera, to cel programu został osiągnięty.

Program do końca 2017 roku nie wpłynął na pierwsze urodzenia, a najwyższy przyrost wywołał w przypadku urodzeń piątych (25%), trzecich (16%), czwartych (14%) i drugich (9,2%). Bezwzględnie największą liczbę urodzeń jako skutek programu zapewniły urodzenia drugie. A to pierwsze urodzenia są ważne z kilku powodów. Ich rezerwuar jest największy (44,08% wszystkich urodzeń od wprowadzenia programu do końca 2017 roku), im niższy wiek matki przy pierwszym urodzeniu, tym większe prawdopodobieństwo na urodzenia kolejne, co wpływa na wzrost populacji (Merlo 1995). Być może brak oddziaływania programu na pierwsze urodzenia wynikał z limitowanego dostępu do świadczenia na pierwsze dziecko w tym okresie. Z drugiej strony, rozszerzenie

¹⁵ <https://www.nik.gov.pl/plik/id,21260,vp,23894.pdf>

¹⁶ Koszt programu od 1 kwietnia 2016 do 1 lipca 2019 wyniósł 74,2 mld złotych: w 2016 roku: 17,4 mld; w 2017: 23,5 mld; <https://www.nik.gov.pl/plik/id,21260,vp,23894.pdf>; w 2018 roku: 22,2 mld; <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/dzieci-i-rodzina/rodzina/swiadczenia-na-rzecz-rodziny-w-2018-roku,4,2.html>; a do 1 lipca 2019 roku: 11,1 mld, <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/dzieci-i-rodzina/rodzina/swiadczenia-na-rzecz-rodziny-w-2019-roku,4,3.html> (dostęp: 1.08.2021).

programu bezwarunkowo na pierwsze dzieci od lipca 2019 roku nie musi oznaczać oddziaływania interwencji w tym zakresie, bo od 2018 roku rozpoczyna się kolejna fala spadku urodzeń, a od wprowadzenia 500+ do połowy 2019 roku oddziaływanie programu całkowicie ustaje (tabela 3). Z punktu widzenia osiągnięcia jak największej liczby urodzeń jako skutku interwencji oprócz pierwszych urodzeń ważne są też drugie, bo stanowią zaraz po pierwszych największy dostępny rezerwuar (39,5%). Kolejne urodzenia nawet przy znaczącym ich wzroście nie są w stanie zapewnić takiej ogólnej liczby urodzeń, jak urodzenia pierwsze i drugie nawet przy relatywnie niskim ich wzroście. Dlatego przede wszystkim na stymulowaniu pierwszych i drugich urodzeń powinny koncentrować się kolejne interwencje pronatalistyczne, tym bardziej że posiadanie dwójki dzieci jest optymalne według powszechnego przeświadczenia (Sobotka, Beaujouan 2014), choć w Polsce rozbieżność między takimi deklaracjami a dążeniem do ich realizacji może być wyjątkowo duża (Mynarska, Styrac 2014: 69–70). Wnioski ze Szwecji i Norwegii sugerują, że pierwszym urodzoniom sprzyja między innymi co najmniej dwuletni okres stabilnej pracy kobiet (Santow, Bracher 2001; Kravdal 1994), czy niski poziom bezrobocia kohorty, do której należy kobieta (Santow, Bracher 2001). Spodziewane wysokie koszty w posiadaniu dziecka wpływają na nieplanowane lub wcześniejsze niż planowane porody w krajach takich jak Polska, Węgry i Bułgaria (Brzozowska, Bubern-Ennsner, Riederer 2021). Koszty te to między innymi relatywnie niskie płace, niekorzystna sytuacja na rynku pracy czy deficyty powierzchni mieszkaniowej. Wreszcie, na decyzję o zostaniu rodzicem wpływa posiadanie własnego, nie zaś wynajmowanego mieszkania (Matysiak 2011), potwierdzają to kolejne badania, gdzie na pierwsze urodzenia istotny wpływ oprócz tego warunku ma też stabilizacja w sferze zawodowej obydwu partnerów (Mynarska, Styrac 2014: 65 i nast.). Czynniki wpływające na drugie urodzenia nie są już tak jednoznaczne.

Powyższe wnioski zdaje się dostrzegać dopiero kolejna planowana interwencja pronatalistyczna pod nazwą Strategia Demograficzna 2040¹⁷ (SD). SD w odróżnieniu od 500+ przewiduje ewaluację poszczególnych celów przy użyciu bezpiecznych założeń spadku lub wzrostu wartości poszczególnych cech (SD: 108). Programowi 500+ SD nie poświęca uwagi¹⁸, traktując go w zasadzie już jako wsparcie socjalne. Oprócz kosztownych w realizacji zamierzeń, wpływających na rynek nieruchomości czy usztywniających rynek pracy, SD zawiera też wiele zapisów niejasnych czy zawierających sprzeczne założenia. Stanowi to

¹⁷ <https://www.gov.pl/web/demografia/strategia>, dostęp 15.08.2021.

¹⁸ Krótkie podsumowanie 500+ w SD znajduje się np. na s. 30, gdzie możemy przeczytać, m.in., że 500+: [...] *W stosunkowo niedługim czasie wpłynęło to na wzrost współczynnika dzietności teoretycznej z poziomu 1,29 w 2015 roku do poziomu 1,45 w roku 2017, głównie przez pozytywny wpływ na urodzenia drugie, trzecie i kolejne. Po roku 2017 dzietność wciąż była istotnie wyższa niż nawet w scenariuszu wysokim prognozy GUS z 2014 r.*

już jednak przedmiot odrębnych analiz i nie mieści się w zakresie tego opracowania. Przedstawiona tu metoda BSTS pozwoli na ocenę kosztową skutków SD w zakresie liczby urodzeń i porównanie pod tym kątem do 500+.

Podsumowując, tak jak wyraziliśmy to na początku, sądzimy, że sumaryczne zmiany wywołane wprowadzeniem 500+ wpływają bardziej na sferę społeczną (polaryzacja postaw), polityczną (głosowanie ekonomiczne) i na gospodarkę (inflacja) niż na dietność. Kwestie te pozostają do dalszego rozpoznania, również w kontekście kolejnej interwencji pronatalistycznej.

Podziękowania

Autorzy dziękują Henrykowi Domańskiemu za pomoc w dostępie do danych szczegółowych z Bazy Demografia GUS.

Autorzy dziękują także dwóm anonimowym recenzentom za cenne wskazówki, które pozwoliły na lepszą specyfikację modeli statystycznych użytych w analizie.

Bibliografia

- Abadie, Alberto. 2005. Semiparametric difference-in-differences estimators. *The Review of Economic Studies*, 72, 1: 1–19. DOI: 10.1111/0034-6527.00321.
- Acs, Gregory. 1996. The Impact of Welfare on Young Mothers' Subsequent Childbearing Decisions. *The Journal of Human Resources*, 31, 4: 898–915. DOI: 10.2307/146151.
- Athey, Susan, Guido W. Imbens. 2017. The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation. *Journal of Economic Perspectives* 31, 2: 3–32. DOI: 10.1257/jep.31.2.3.
- Balbo, Nicoletta, Francesco C. Billari, Melinda Mills. 2013. Fertility in Advanced Societies: A Review of Research. *European Journal of Population*, 29: 1–38. DOI: 10.1007/s10680-012-9277-y.
- Bauernschuster, Stefan, Timo Hener, Helmut Rainer. 2016. Children of a (policy) revolution: The introduction of universal child care and its effect on fertility. *Journal of the European Economic Association*, 14, 4: 975–1005. DOI: 10.1111/jeea.12158.
- Bernal, James L., Steven Cummins, Antonio Gasparrini. 2017. Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial. *International Journal of Epidemiology*, 46, 1: 348–355. DOI: 10.1093/ije/dyw098.
- Borg, Mary O'Malley. 1989. The Income--Fertility Relationship: Effect of the Net Price of a Child. *Demography*, 26, 2: 301–310. DOI: 10.2307/2061527
- Brodersen, Kay H., Fabian Gallusser, Jim Koehler, Nicolas Remy, Steven L. Scott. 2015. Inferring Causal Impact Using Bayesian Structural Time-Series Models. *The Annals of Applied Statistics*, 9, 1: 247–274. DOI: 10.1214/14-AOAS788.

- Brzozowska, Zuzanna, Isabella Buber-Ennser, Bernard Riederer. 2021. Didn't Plan One but got One: Unintended and sooner-than-intended Parents in the East and the West of Europe. *European Journal of Population*, 37: 727–767. DOI: 10.1007/s10680-021-09584-2.
- Cattaneo, Matias D., Nicolas Idrobo, Rocio Titiunik. 2019. A practical introduction to regression discontinuity designs: Foundations. Cambridge University Press. <https://arxiv.org/pdf/1911.09511.pdf>. Dostęp 1.08.2021.
- Cohen, Alma, Rajeev Dehejia, Dmitri Romanov. 2013. Financial Incentives and Fertility. *Review of Economics and Statistics*, 95, 1: 1–20. DOI: 10.1162/rest_a_00342.
- Docquier, Frederic. 2004. Income Distribution, Non-convexities and the Fertility-Income Relationship. *Economica*, 71, 282: 261–273. DOI: 10.1111/j.0013-0427.2004.00369.x.
- Feroze, Navid. 2020. Forecasting the patterns of COVID-19 and causal impacts of lockdown in top five affected countries using Bayesian Structural Time Series Models. *Chaos, Solitons & Fractals* 140: 110196. DOI: 10.1016/j.chaos.2020.110196.
- Fick, Stephen E., Travis W. Nauman, Colby C. Brungard, Michael C. Duniway. 2020. Evaluating natural experiments in ecology: using synthetic controls in assessments of remotely sensed land treatments. *Ecological Applications*, 31, 3. DOI: 10.1002/eap.2264.
- Fihel, Agnieszka, Marta Kielkowska, Agnieszka Radziwinowiczówna, Anna Rosińska. 2017. Determinanty spadku płodności w Polsce – próba syntezy. *Studia Demograficzne*, 172, 2: 35–69.
- Fox, Jonathan, Sebastian Klusener, Mikko Myrskylä. 2019. Is a Positive Relationship Between Fertility and Economic Development Emerging at the Sub-National Regional Level? Theoretical Considerations and Evidence from Europe. *European Journal of Population*, 35: 487–518. DOI: 10.1007/s10680-018-9485-1.
- Garganta, Santiago, Leonardo Gasparini, Mariana Marchionni, Mariano Tappatá. 2016. The Effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence from Argentina. *Population Research and Policy Review*, 36, 1: 1–24. DOI: 10.1007/s11113-016-9417-x.
- George, Edward I., Robert E. McCulloch. 1993. Variable selection via Gibbs sampling. *Journal of the American Statistical Association* 88, 423: 881–889. DOI: 10.1080/01621459.1993.10476353.
- George, Edward I., Robert E. McCulloch. 1997. Approaches for Bayesian variable selection. *Statistica sinica*: 339–373.
- González, Libertad. 2013. The Effect of a Universal Child Benefit on Conceptions, Abortions, and Early Maternal Labor Supply. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5, 3: 160–188. DOI: 10.1257/pol.5.3.160.
- Gromada, Anna. 2018. Czemu służy program rodzina 500 plus? Analiza celów polityki publicznej i polityki partyjnej. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 80, 3: 231–244.
- Guzowski, Piotr. 2019a. *Rodzina chłopska*. W: P. Guzowski, C. Kukło, red. *Rodzina i jej gospodarstwo na ziemiach polskich w geografii europejskich struktur rodzinnych do połowy XX w.* Białystok: Instytut Badań nad Dziedzictwem Kulturowym Europy, 39–62.

- Guzowski, Piotr. 2019b. *Rodzina chłopska*. W: P. Guzowski, C. Kuklo, red. *Rodzina i jej gospodarstwo na ziemiach polskich w geografii europejskich struktur rodzinnych do połowy XX w.* Białystok: Instytut Badań nad Dziedzictwem Kulturowym Europy, 241–263.
- Heidelberger, Philip, Peter D. Welch. 1981. A spectral method for confidence interval generation and run length control in simulations. *Communications of the ACM* 24, 4: 233–245. DOI: 10.1145/358598.358630.
- Heidelberger, Philip, Peter D. Welch. 1983. Simulation run length control in the presence of an initial transient. *Operations Research* 31, 6: 1109–1144. DOI: 10.1287/opre.31.6.1109.
- Kotowska, Irena E. 2017. Panelowe badanie przemian relacji między pokoleniami, w rodzinie oraz między kobietami i mężczyznami jako podstawa diagnozowania zmian demograficznych w Polsce. *Studia Demograficzne*, 172, 2: 23–34.
- Ingłot, Tomasz. 2020. The Triumph of Novelty over Experience? Social Policy Responses to Demographic Crises in Hungary and Poland since Eu Enlargement. *East European Politics and Societies and Cultures*, 34, 4: 984–1004. DOI: 10.1177/0888325419874421.
- Ishwaran, Hemant, Sunil J. Rao. 2005. Spike and slab variable selection: Frequentist and Bayesian strategies. *The Annals of Statistics*, 33, 2: 730–773. DOI: 10.1214/009053604000001147.
- Jones, Larry, Alice Schoonbroodt, Michele Tertilt. 2011. *Fertility Theories: Can They Explain the Negative Fertility-Income Relationship?* University of Chicago Press, 43–106.
- Joyce, Ted, Robert Kaestner, Sanders Korenman. 2003. Welfare Reform and Non-Marital Fertility in the 1990s: Evidence from Birth Records. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 3, 1: 1–36. DOI: 10.2202/1538-0637.1108.
- Kalwij, Adriaan. 2010. The impact of family policy expenditure on fertility in western Europe. *Demography*, 47, 2: 503–519. DOI: 10.1353/dem.0.0104.
- Kravdal, Øystein. 1994. The importance of economic activity, economic potential and economic resources for the timing of first births in Norway. *Population Studies*, 48: 249–267.
- Lalive, Rafael, Josef Zweimüller. 2009. How does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments. *Quarterly Journal of Economics*, 124, 3: 1363–1402. DOI: 10.1162/qjec.2009.124.3.1363.
- Laroque, Guy, Bernard Salanié. 2013. Identifying the response of fertility to financial incentives. *Journal of Applied Econometrics*, 29, 2: 314–332. DOI: 10.1002/jae.2332
- Levine, Phillip. 2002. The Impact of Social Policy and Economic Activity Throughout the Fertility Decision Tree. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w9021/w9021.pdf. DOI: 10.3386/w9021.
- Luci-Greulich, Angela, Olivier Thévenon. 2013. The Impact of Family Policies on Fertility Trends in Developed Countries. *European Journal of Population*, 29, 4: 387–416. DOI: 10.1007/s10680-013-9295-4.
- Magda, Iga, Michał Brzeziński, Agnieszka Chłoń-Domińczak, Irena E. Kotowska, Michał Myck, Mateusz Najsztub, Joanna Tyrowicz. 2019. „Rodzina 500+” – ocena programu i propozycje zmian. Raport Instytutu Badań Strukturalnych. Warszawa: IBS.

- Malak, Natalie, Mahbubur M. Rahman, Terry A. Yip. 2019. Baby bonus, anyone? Examining heterogeneous responses to a pro-natalist policy. *Journal of Population Economics*, 32, 4: 1205–1246. DOI: 10.1007/s00148-019-00731-y.
- Matysiak, Anna. 2011. Posiadanie własnego mieszkania a rodzicielstwo w Polsce. *Studia Demograficzne*, 159, 1: 37–55.
- Merlo, Rosangela. 1995. First Birth Timing in Australia. *Journal of the Australian Population Association*, 12, 2: 131–146.
- Milligan, Kevin. 2005. Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility. *The Review of Economics and Statistics*, 87, 3: 539–555. DOI: 10.1162/0034653054638382
- Moffitt, Robert, A. 1998. The effect of welfare on marriage and fertility. In: R. A. Moffitt, eds. *Welfare, The Family, and Reproductive Behavior*. Washington DC: National Academy Press, 50–97.
- Mynarska, Monika, Marta Styrz. 2014. *Preferencje i ograniczenia. Czynniki determinujące intencje posiadania pierwszego i drugiego dziecka*. W: A. Matysiak, red. *Nowe wzorce formowania i rozwoju rodziny w Polsce. Przyczyny oraz wpływ na zadowolenie z życia*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar, 54–79.
- Najwyższa Izba Kontroli. 2019. Realizacja programu “Rodzina 500 plus”. Informacja o wynikach kontroli. <https://www.nik.gov.pl/plik/id,21260,vp,23894.pdf>. Dostęp 1.08.2021.
- Nandi, Arindam, Ramanan Laxminarayan. 2015. The unintended effects of cash transfers on fertility: evidence from the Safe Motherhood Scheme in India. *Journal of Population Economics*, 29, 2: 457–491. DOI: 10.1007/s00148-015-0576-6.
- Perles-Ribes, Jose Francisco, Ana Belen Ramon-Rodriguez, Luis Moreno-Izquierdo, Maria Teresa Torregrosa Marti. 2018. Winners and losers in the Arab uprisings: a Mediterranean tourism perspective. *Current Issues in Tourism*, 21, 16: 1810–1829. DOI: 10.1080/13683500.2016.1225697.
- Perles-Ribes, Jose Francisco, Ana Belen Ramon-Rodriguez, Maria Jesús Such-Devesa, Luis Moreno-Izquierdo. 2019. Effect of political instability in consolidated destinations: The case of Catalonia (Spain). *Tourism management: research, policies, practice*, 70: 134–139. DOI: 10.1016/j.tourman.2018.08.001.
- Pinilla, Jaime, Miguel Negrin, Beatriz Gonzalez-Lopez-Valcarcel, Francisco-José Vazquez-Polo. 2018. Using a Bayesian Structural Time-Series Model to Infer the Causal Impact on Cigarette Sales of Partial and Total Bans on Public Smoking. *Journal of Economics and Statistics*, 238, 5: 423–439. DOI: 10.1515/jbnst-2017-0125.
- PWC. 2016. Finansowe wsparcie rodzin: awans Polski do czołówki państw UE. <https://www.pwc.pl/pl/pdf/politykaprorodzinnawue-2016.pdf>. Dostęp 1.08.2021.
- Raute, Anna. 2019. Can financial incentives reduce the baby gap? Evidence from a reform in maternity leave benefits. *Journal of Public Economics*, 169: 203–222. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2018.07.010.
- R Core Team. 2021. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>. Dostęp 1.08.2021.

- Riphahn, Regina, Frederik Wijnck. 2017. Fertility effects of child benefits. *Journal of Population Economics*, 30, 4: 1135–1184. DOI:10.1007/s00148-017-0647-y.
- Santow, Gigi, Michael Bracher. 2001. Deferment of the First Birth and Fluctuating Fertility in Sweden. *European Journal of Population*, 17: 343–363.
- Schoot van de, Rens, Sarah Depaoli, Ruth King, Bianca Kramer, Kaspar Martens, Mahlet G. Tadesse, Marina Vannucci, Andrew Gelman, Duco Veen, Joukje Willemssen, Christopher Yau. 2021. Bayesian statistics and modelling. *Nature Review Methods Primers* 1, 1. DOI: 10.1038/s43586-020-00001-2.
- Scott, Steven L., Hal R. Varian. 2014. Predicting the present with Bayesian structural time series. *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimisation*, 5, 1-2: 4–23. DOI: 10.1504/IJMMNO.2014.059942.
- Silver, Nate. 2012. *Sygnal i szum. Sztuka prognozowania w erze technologii*. Gliwice: Helion.
- Sohn, Hosung, Suk-Won Lee. 2019. Causal Impact of Having a College Degree on Women's Fertility: Evidence From Regression Kink Designs. *Demography*, 56, 3: 969–990. DOI: 10.1007/s13524-019-00771-9.
- Stichnoth, Holger. 2019. Short-run fertility effects of parental leave benefits: evidence from a structural model. *Empirical Economics*, 59, 1: 143–168. DOI: 10.1007/s00181-019-01673-w
- Strategia Demograficzna 2040. Projekt. 2021. Warszawa. <https://www.gov.pl/web/demografia/strategia>. Dostęp 15.08.2021.
- Sułek, Antoni. 2002. *Ogród metodologii socjologicznej*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Sobotka, Tomáš, Éva Beaujouan. 2014. Two Is Best? The Persistence of a Two-Child Family Ideal in Europe. *Population and Development Review*, 40, 3: 391–419. DOI: 10.1111/j.1728-4457.2014.00691.x.
- Vocht, de Frank, Ceryl McQuire, Alan Brennan, Matt Egan, Colin Angus, Eileen Kaner, Emma Beard, Jamie Brown, Daniela De Angelis, Nick Carter, Barbara Murray, Rachel Dukes, Elizabeth Greenwood, Susan Holden, Russell Jago, Matthew Hickman. 2020. Evaluating the causal impact of individual alcohol licensing decisions on local health and crime using natural experiments with synthetic controls. *Addiction*, 115/11: 2021–2031. DOI: 10.1111/add.15002.
- Wasilewski, Jacek. 2014. *Świadomość zmian globalizacyjnych na polskiej prowincji*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Xu, Yiqing. 2017. Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models. *Political Analysis*, 25, 1: 57–76. DOI: 10.1017/pan.2016.2.
- Zakaria, Muhammad, Bashir Agmed Fida, Saquib Yousaf Janjua, Syed Jawad Shahzad. 2016. Fertility and Financial Development in South Asia. *Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary Journal for Quality-of-Life Measurement*, 133, 2: 645–668. DOI: 10.1007/s11205-016-1382-6.

ZAŁĄCZNIK

Tabela A1. Statystyki opisowe urodzeń w Polsce w okresie 1.01.2000 do 30.06.2019 według dni, tygodni i miesięcy.

Urodzenia w Polsce w okresie 1.01.2000 do 30.06.2019			
	Dziennie	Tygodniowo	Miesięcznie
Min.	570	4999	25998
1 Q	925	7088	30864
Mediana	1103	7482	32586
Średnia	1077	7523	32761
Odch. stand.	187,4	756,6	3011,3
3 Q	1218	7 978	34610
Max.	1588	9612	40929

Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy PESEL Ministerstwa Cyfryzacji.

Tabela A2. Statystyki opisowe urodzeń w Polsce w okresie 30.06.2000 do 30.06.2019 według miesięcy.

Miesiąc	Q1	Średnia	Mediana	Q3	Odch. stand.
styczeń	960,75	1091,15	1107,5	1220,25	176,1
luty	941	1057,73	1090	1182	162,7
marzec	927,5	1073	1113	1203,25	178,5
kwiecień	908,5	1078,11	1124,5	1229,25	192,5
maj	912,75	1069,39	1098	1203	177,2
czerwiec	951,5	1107,26	1140,5	1252	184,9
lipiec	1009	1162,31	1187	1313	180,6
sierpień	959	1111,25	1134	1253	175,8
wrzesień	1014,25	1165,02	1192	1321	188,4
październik	908	1045,42	1076	1175	170,6
listopad	842,25	991,77	1005	1138,75	172,5
grudzień	795	964,54	962	1118	184,5

Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy PESEL Ministerstwa Cyfryzacji. Początek szeregu czasowego skrócony w taki sposób, aby w każdym roku zachować równą liczbę miesięcy.

Tabela A3. Korelacje Pearsona pomiędzy zmienną zależną „Polska – miesięczne urodzenia żywe” a zmiennymi kontrolnymi w analizie szeregu czasowego w okresie od 1 stycznia 2014 roku do 1 grudnia 2017 roku.

Zmienna niezależna	r Pearsona
Słowacja	0,883
Czechy	0,859
Rumunia	0,850
Niemcy	0,808
Austria	0,808
Szwajcaria	0,790
Węgry	0,782
Dania	0,764
Noclegi udzielone obcokrajowcom w hotelach z pominięciem rezydentów	0,707
Słowenia	0,664
Niderlandy	0,654
Estonia	0,651
Turcja	0,649
Bułgaria	0,646
Serbia	0,613
Liczba ofert pracy na miesiąc	0,582
Waga dziecka w gramach	0,540

Źródło: obliczenia własne na podstawie Baza Demografia GUS i Eurostat. Zmienna w wymienionych państwach to miesięczne urodzenia żywe.

Tabela A4. Korelacje Pearsona pomiędzy zmienną zależną „Polska – miesięczne urodzenia żywe” a zmiennymi niezależnymi w analizie szeregu czasowego w okresie od 1 stycznia 2011 roku do 1 czerwca 2019 roku.

Zmienna niezależna	r Pearsona
Słowacja	0,792
Bułgaria	0,792
Holandia	0,788
Słowenia	0,770
Czechy	0,739
Rumunia	0,739
Turcja	0,724

Estonia	0,690
Dania	0,685
Serbia	0,650
Węgry	0,645
Szwajcaria	0,594
Austria	0,574
Niemcy	0,476
Noclegi udzielone obcokrajowcom w hotelach z pominięciem rezydentów	0,417

Źródło: obliczenia własne na podstawie Baza Demografia GUS i Eurostat. Zmienna w wymienionych państwach to miesięczne urodzenia żywe.

Tabela A5. Test zbieżności MCMC Heidelbergera i Welcha. Modelowany szereg czasowy od 1 stycznia 2014 roku do 1 grudnia 2017 roku.

	Kolejność urodzenia dziecka					
	Wszyscy	Pierwsze	Drugie	Trzecie	Czwarte	Piąte
Sigma level, wartość p	0,152	0,147	0,157	0,16	0,162	0,163
Sigma obs, wartość p	0,898	0,898	0,898	0,898	0,898	0,898

Źródło: obliczenia własne, na podstawie Baza Demografia GUS i Eurostat.

Tabela A6. Test zbieżności MCMC Heidelbergera i Welcha. Modelowany szereg czasowy od 1 stycznia 2011 roku do 1 czerwca 2019 roku.

	Punkt cięcia
	1 kwietnia 2016
Sigma level, wartość p	0,285
Sigma obs, wartość p	0,183

Źródło: obliczenia własne, na podstawie Baza Demografia GUS i Eurostat.