

Artur Bajerski

*Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu
Instytut Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej
e-mail: bajerski@amu.edu.pl*

Struktura społeczno-przestrzenna, lokalna polityka edukacyjna a zróżnicowanie wyników egzaminacyjnych gimnazjów w dużym polskim mieście. Przykład Poznania

Zarys treści: Celem artykułu jest udzielenie odpowiedzi na pytanie, czy występujące w Poznaniu oraz w innych dużych miastach Polski znaczne zróżnicowanie wyników egzaminacyjnych uczniów poszczególnych gimnazjów jest pochodną przede wszystkim zróżnicowania społeczno-przestrzennego miasta, czy też raczej efektem lokalnej polityki edukacyjnej, zwłaszcza z nierestrykcyjnego stosowania zasady rejonizacji kształcenia przez władze lokalne. W artykule przedstawiono rezultaty badań ilościowych dotyczących uwarunkowań zróżnicowania wyników egzaminu gimnazjalnego w Poznaniu. Uzyskane wyniki wykorzystano jako przyczynek do dyskusji nad znaczeniem nierówności społecznych we współczesnej lokalnej polityce edukacyjnej dużego miasta.

Słowa kluczowe: polityka edukacyjna, nierówności edukacyjne, rejonizacja kształcenia, gimnazja, Poznań

Wprowadzenie

Edukacja jest jedną z podstawowych sfer, w których dochodzi do procesu społecznej reprodukcji (Bourdieu 1977, 1984, Feinberg 1983, Bourdieu, Passeron 1990). Proces ten w przypadku edukacji nie dotyczy jednak tylko przekazywania określonych treści i wzorców kulturowych przez szkołę, ale też wiąże się z reprodukowaniem nierówności społecznych poprzez wielowymiarowe uprzywilejowanie w edukacji przedstawicieli średniej i wyższej klasy społecznej (Ball 2003, Butler, Robson 2003, Harris 2011). Wyżej wykształceni i bogatsi rodzice nie tylko częściej wyposażają dzieci w ułatwiające sukces szkolny zasoby kapitału kulturowego i społecznego, ale również zazwyczaj zapewniają swoim dzieciom tzw. „dobrą szkołę” (o wysokich osiągnięciach edukacyjnych uczniów i odpowiednim składzie społecznym). W krajach rozwiniętych tą „dobrą szkołą” jest zwykle jed-

na ze szkół publicznych (por. Butler, Hamnett 2007). Tak jest m.in. w Polsce, gdzie realną alternatywą dla szkoły najbliższej miejscu zamieszkania są przede wszystkim inne, położone nieco dalej, szkoły publiczne. Decyduje o tym mniejsza liczba placówek niepublicznych oraz konieczność opłacania relatywnie wysokiego czesnego w większości z nich¹.

O tym, jak powszechne jest podejmowanie przez rodziców różnorodnych działań nakierowanych na uczęszczanie ich dzieci do odpowiednio dobrych szkół, decydują realne możliwości wyboru. Możliwości te kształtuje krajowa i lokalna polityka edukacyjna oraz – w przypadku obszarów wiejskich – dodatkowo czynniki demograficzno-osadnicze (por. Piwowski 1992, 2006, Bajerski 2014).

Aby wybór szkoły dla dziecka był powszechną strategią edukacyjną rodziców, powinien on być prawnie umożliwiony (a przynajmniej niezakazany) oraz na określonym obszarze powinno funkcjonować przynajmniej kilka szkół, stanowiących dla siebie alternatywę. Taka sytuacja występuje w większości dużych miast Europy, w tym Polski. Choć typowe dla systemów edukacji publicznej w Europie jest ich zorganizowanie z uwzględnieniem zasady rejonizacji kształcenia, wyznaczającej tzw. obwody szkolne jako obszary rekrutacji poszczególnych placówek (por. Butler, Hamnett 2007), to w praktyce zasada ta rzadko jest stosowana restrykcyjnie. Dobrze obrazuje to sytuacja w Polsce, gdzie, pomimo ujęcia zasady rejonizacji kształcenia w prawie oświatowym, możliwe jest uczęszczanie dziecka do szkoły poza obwodem zamieszkania, o ile dyrektor placówki przyjmującej wyrazi stosowną zgodę i przyjmie dziecko w ramach wolnych miejsc w szkole. Podobne zapisy znajdują się w prawie oświatowym wielu krajów i oznaczają w istocie wprowadzenia quasi-rynkowych mechanizmów do sektora edukacji publicznej. Quasi-rynkowość w tym kontekście polega na wprowadzeniu mechanizmów rynkowych po stronie popytu (rodzic i dziecko mogą formalnie wybrać którąkolwiek szkołę), nie zaś po stronie podaży (dyrekcja szkoły jest zobowiązana do przyjęcia wszystkich uczniów z jej obwodu, a pozostałych zazwyczaj w ramach limitu tzw. wolnych miejsc – Nektorjak i in. 2011, Bajerski 2012, Kučerová i in. 2015). Quasi-rynkowe zapisy w polskiej ustawie o systemie oświaty w praktyce umożliwiają więc prowadzenie neoliberalnej lokalnej polityki edukacyjnej (por. Harvey 2005, Hamnett, Butler 2011), nakierowanej na pobudzenie konkurencji między placówkami, dzięki umożliwieniu rodzicom i uczniom realnego wyboru szkoły (por. Hargreaves 2002, Bajerski 2015). Prowadzi to, podobnie jak w wielu innych krajach, do coraz częściej obserwowanego „wyścigu” rodziców o jak najlepszą szkołę dla dzieci, co szczególnie zauważalne jest w dużych miastach, w których, ze względu na dużą liczbę szkół oraz niewielkie przeciętne odległości między nimi, występują o wiele większe realne możliwości wyboru szkoły niż w małych miastach i na wsi (por. m.in. Leech, Campos 2003, Noreisch 2007a, b, Dolata 2008, Harris, Johnston, 2008, Bajerski 2012, 2015). Potwierdzają to wyniki dotychczasowych badań poświęconych funkcjonowaniu sieci szkolnej w największych miastach Polski, w których wykazano m.in. wysoki i wciąż rosnący udział uczniów kształcących

¹ Z niedawnych badań Dziemianowicz-Bąk i in. (2015) wynika ponadto, że czynnikiem zniechęcającym część rodziców i uczniów do wyboru nauki w szkole niepublicznej jest przekonanie o cechującym takie placówki snobizmie oraz braku dyscypliny.

się w szkołach poza rejonem zamieszkania (dla dziesięciu największych miast Polski wynosił w 2012 r. przeciętnie ponad 40% w szkolnictwie podstawowym i ponad 55% w szkolnictwie gimnazjalnym – por. Bajerski 2015) oraz szybko rosnące wewnętrznie zróżnicowanie wyników szkół w największych miastach (por. Dolata 2008, 2010).

Walaszek (2015), badając motywacje wyboru szkoły podstawowej i gimnazjum dla dzieci wśród mieszkańców aglomeracji poznańskiej, wykazała ostatnio, że o ile w przypadku szkół podstawowych największe znaczenie miała dogodna lokalizacja szkoły względem miejsca zamieszkania (wskazania 3/4 respondentów) oraz – choć w mniejszym stopniu – posiadanie statusu szkoły obwodowej względem miejsca zamieszkania (wskazania ponad 1/3 respondentów), o tyle w przypadku wyboru gimnazjum poza wciąż najważniejszym położeniem szkoły (wskazania 3/5 respondentów) istotną rolę ogrywały takie czynniki, jak: prestiż (renoma) gimnazjum oraz pozytywne opinie kolegów i koleżanek dziecka (oba wskazywane przez ponad 1/3 respondentów).

Nie wszyscy rodzice chcący, aby ich dziecko kształciło się w „dobrej szkole”, muszą jednak rzeczywiście dokonywać wyboru szkoły. Część mieszka w obwodzie takiej placówki, co wiąże się z automatycznym przyjęciem ich dzieci w poczet uczniów. W skrajnym przypadku, gdyby wszystkie dzieci kształciły się w szkole obwodowej, właściwej dla miejsca zamieszkania, nierówności społeczno-przestrzenne w mieście bezpośrednio przekładałyby się na różne szkolne środowiska socjalizacji oraz różnice w wynikach edukacyjnych szkół (zob. Banks 1968, Taylor, Gorard 2001, Butler, Hamnett, 2007, Hamnett i in. 2007). Takie przypadki występują jednak niezmiernie rzadko. Zazwyczaj, na co wskazano już wcześniej, mamy do czynienia z mało restrykcyjnym stosowaniem zasady rejonizacji kształcenia (w tym m.in. w największych miastach Polski – Bajerski 2015). Wówczas, prócz wskazanych wyżej różnic w strukturach społecznych obwodów szkolnych, występuje dodatkowy czynnik kształtujący wyniki egzaminacyjne szkół – zdolność szkoły do przyciągnięcia uczniów z obwodów innych szkół, przy jednoczesnym nietraceniu potencjalnych „własnych” uczniów, tj. zamieszkałych w obwodzie danej szkoły (pomijając inne tzw. wewnątrzszkolne czynniki, takie jak m.in. wykształcenie i umiejętności nauczycieli czy też infrastruktura szkolna). Kwestia ta nabiera szczególnej wagi, jeśli weźmie się pod uwagę, że uczeń uczęszczający do szkoły poza „swoim” obwodem szkolnym to uczeń statystycznie „lepszy” – przeciętnie pochodzi z rodziny o wyższym statusie społecznym, którego rodzice przykładają do edukacji swych dzieci ponadprzeciętną wagę. A zatem jest to uczeń „przeciętnie ponadprzeciętny” – który najpewniej będzie osiągał ponadprzeciętne wyniki edukacyjne (por. Ball i in. 1995, 1996, Gorard 1997, Butler, Robson 2003, Szlendak 2003).

Mając na uwadze z jednej strony neoliberalną politykę edukacyjną największych miast w Polsce (Bajerski 2015), z drugiej zaś istotne znaczenie organizacji i funkcjonowania lokalnego systemu edukacyjnego w kształtowaniu nierówności społecznych, wagi nabiera pytanie o to, co w większym stopniu kształtuje zróżnicowanie wyników egzaminów końcowych szkół w największych miastach Polski – czy jest to struktura społeczna przypisanych im obwodów szkolnych, czy

też może postępująca erozja zasady rejonizacji kształcenia doprowadziła do tego, że zróżnicowanie wyników egzaminów końcowych uwarunkowane jest przede wszystkim różnym poziomem konkurencyjności szkół na lokalnym rynku edukacyjnym (tj. skuteczności zatrzymania w szkole uczniów z ich obwodów oraz skuteczności przyciągania uczniów z obwodów innych szkół). Postawienie tych pytań jest szczególnie uzasadnione w odniesieniu do szkolnictwa gimnazjalnego. Gimnazja bowiem postrzegane są w Polsce jako „brama” do liceów, kształcąc mobilną przestrzennie (w skali miasta) młodzież w wieku 13–16 lat. Z tego też względu to przede wszystkim w sektorze gimnazjów dochodzi do wspomnianego już wcześniej silnego różnicowania się ich wyników oraz do częstego podejmowania edukacji w szkole innej niż obwodowa, właściwa dla miejsca zamieszkania (por. Dolata 2008, 2010, Bajerski 2012, 2015).

Celem niniejszego artykułu jest odpowiedź na wyżej postawione pytania, co wiąże się z dążeniem do wykrycia czynników międzyszkolnego zróżnicowania wyników egzaminu gimnazjalnego w dużym polskim mieście. W tekście przedstawiono wyniki analizy dotyczącej gimnazjów w Poznaniu, którego władze – jak wcześniej dowiedziono – w ostatnich latach prowadziły neoliberalną lokalną politykę edukacyjną, nakierowaną na pobudzanie konkurencji między szkołami i w efekcie świadome różnicowanie sytuacji. Promowana przez władze miejskie polityka wyboru gimnazjów przez rodziców i uczniów pełniła w ostatnim czasie rolę swoistego plebiscytu wśród mieszkańców, którego wyniki miały wpływ na decyzje o likwidacji najmniej efektywnych finansowo i edukacyjnie szkół (Bajerski 2015).

Waga podjętego zagadnienia wykracza poza istotny, ale dość wąski problem badawczy, jakim są współczesne uwarunkowania wyników egzaminacyjnych szkół w dużych miastach Polski. W szerszym kontekście bowiem, na co wskazano już wyżej, wiąże się on z kwestią miejsca nierówności społecznych w polityce edukacyjnej dużych miast (system edukacyjny może je pogłębiać albo niwelować).

Metoda badań i materiały źródłowe

Podstawową metodą badawczą wykorzystaną w badaniach, których wyniki przedstawiono w niniejszym artykule, jest analiza regresji wielokrotnej, za której pomocą zbadano zależność pomiędzy przeciętnymi wynikami, które osiągnęli w 2013 r. na egzaminie gimnazjalnym uczniowie poszczególnych poznańskich gimnazjów publicznych (zmienna zależna) a wybranymi charakterystykami obwodów szkolnych oraz statystykami będącymi miarą atrakcyjności gimnazjów, związanej z przemieszczeniami uczniów między obwodami szkolnymi (zmiennie niezależne). Ze względu na w przeważającej mierze liniowe zależności między zmiennymi (scharakteryzowano je w dalszej części tekstu), w artykule wykorzystano model regresji liniowej. Zbudowano go z zastosowaniem tzw. regresji krokowej wstecz. Metoda ta polega na konstrukcji początkowego modelu regresji zawierającego większą liczbę zmiennych niezależnych (tj. potencjalnych czynników), które mogą wpływać na zmienność zmiennej zależnej (w tym wypadku

wyników egzaminacyjnych gimnazjów), a następnie na kolejnej eliminacji z tego modelu zmiennych niespełniających kryteriów istotności statystycznej. Szczegółowa charakterystyka zmiennych i kolejnych etapów budowy finalnego modelu regresji została przedstawiona w dalszej części tekstu.

W artykule wykorzystano materiały wtórne pochodzące z czterech różnych źródeł: statystyk Urzędu Miasta Poznania, ogólnoeuropejskich badań Urban Audit, Okręgowej Komisji Egzaminacyjnej w Poznaniu oraz ogólnopolskiego Systemu Informacji Oświatowej (prowadzonego przez Ministerstwo Edukacji Narodowej). Dane uzyskane z pierwszych dwóch źródeł zostały wykorzystane do charakterystyki społecznej obwodów szkolnych (informacje o osobach zamieszkujących lokale socjalne, udziale osób z wykształceniem wyższym oraz o udziale mieszkań substandardowych). Informacje z dwóch pozostałych źródeł dotyczyły przeciętnych wyników uzyskanych przez uczniów poszczególnych szkół na egzaminie gimnazjalnym w 2013 r. oraz przemieszczeniu uczniów między obwodami szkolnymi (procent uczniów podejmujących naukę w szkole obwodowej, procent uczniów podejmujących naukę w szkole innej niż obwodowa).

Ponieważ informacje, które wykorzystano do charakterystyki społecznej obwodów szkolnych, zostały udostępnione w innym układzie przestrzennym niż obwody szkół, konieczne było oszacowanie ich wartości dla obwodów. Obwodom szkolnym przypisano średnie wartości poszczególnych charakterystyk społecznych, ważone powierzchnią. Jeśli dany obwód szkolny wchodził całkowicie w skład podstawowej jednostki przestrzennej badań Urban Audit, przypisywano mu wartości dla tej jednostki przestrzennej. Jeśli wchodził w skład różnych jednostek, to obliczano średnią ważoną wartość danej cechy w obwodzie szkolnym, mając za podstawę udział powierzchni obwodu szkolnego, która wchodzi w skład poszczególnych jednostek przestrzennych w badaniach Urban Audit. Metoda ta pozwoliła, co oczywiste, na uzyskanie tylko przybliżonych, a zatem nieco zniekształconych, charakterystyk społecznych obwodów szkolnych. Niemniej, wobec braku innych, bardziej dokładnych informacji statystycznych, takie postępowanie nie miało alternatywy.

Wykorzystane informacje statystyczne w większości pochodzą z lat 2012 i 2013, jednak informacje z Urban Audit przedstawiają stan na 2002 r. (pierwotnie pozyskane ze spisu powszechnego w 2002 r.). Wobec braku bardziej aktualnych danych, konieczne było przyjęcie upraszczającego założenia o zasadniczej trwałości struktur społeczno-przestrzennych w Poznaniu w latach 2002–2012. Mając na uwadze stale zachodzące przekształcenia tych struktur oraz opisaną wyżej konieczność szacowania wartości dla obwodów szkolnych, można się spodziewać, że użycie danych z Urban Audit może prowadzić przede wszystkim do niedoszacowania wpływu struktur społeczno-przestrzennych na zróżnicowanie wyników egzaminacyjnych gimnazjów.

W badaniach wykorzystano informacje o 37 publicznych gimnazjach w Poznaniu, które miały wydzielone obwody szkolne. W analizie pominięto gimnazja „bezobwodowe”, np. szkoły eksperymentalne oraz prowadzące oddziały dwujęzyczne, ponieważ nie mając wyznaczonych obwodów szkolnych, nie są formalnie powiązane z otaczającym je obszarem, pełniąc z założenia funkcję unikalnych

placówek o znaczeniu ogólnomiejskim, raczej uzupełniających sieć gimnazjów publicznych, niż stanowiących jej podstawowe węzły.

Analiza i wyniki

Jako miarę wyników edukacyjnych przyjęto przeciętną liczbę punktów uzyskanych przez uczniów danego gimnazjum na egzaminie gimnazjalnym w 2013 r., obliczoną jako średnią arytmetyczną z pięciu spośród sześciu zestawów zadań, ujętych łącznie w trzech częściach egzaminu gimnazjalnego. Były to zestawy zadań: (1) z języka polskiego oraz (2) z historii i wiedzy o społeczeństwie (w części humanistycznej), (3) z matematyki oraz (4) z przedmiotów przyrodniczych (w części matematyczno-przyrodniczej) oraz języka angielskiego na poziomie podstawowym (w części językowej; pominięto poziom rozszerzony oraz pozostałe, mniej popularne, języki obce).

Tak rozumiane przeciętne wyniki egzaminu gimnazjalnego były w 2013 r. wyraźnie zróżnicowane. Przy średniej wartości 60,2 punktu dla grupy analizowanych szkół, zawierały się w przedziale od zaledwie 33,4 do 79,7 punktu, przy czym wartości I i III kwartyła wyników dzieliło aż 12 punktów.

Jako potencjalne predyktory, tj. zmienne niezależne, które mogą mieć wpływ na wartość zmiennej zależnej, przyjęto następujące pięć zmiennych: (1) udział procentowy uczniów podejmujących naukę w szkole obwodowej wśród wszystkich uczniów zamieszkujących dany obwód szkolny w 2012 r. (potencjalna stymulanta), (2) udział procentowy uczniów zamieszkałych poza obwodem szkolnym danego gimnazjum wśród wszystkich jego uczniów w 2012 r. (potencjalna stymulanta), (3) szacunkowy udział procentowy osób z wykształceniem wyższym wśród mieszkańców obwodu szkolnego w 2002 r. (potencjalna stymulanta), (4) szacunkowy udział procentowy mieszkań substandardowych w ogóle mieszkań w obwodzie szkolnym w 2002 r. (potencjalna destymulanta) oraz (5) udział procentowy mieszkańców mieszkających w lokalach socjalnych w 2012 r. (potencjalna destymulanta).

Wykorzystane zmienne reprezentują dwie kategorie potencjalnych czynników warunkujących wyniki egzaminu gimnazjalnego. Pierwsze dwie obrazują mobilność przestrzenną uczniów między obwodami gimnazjów, związaną z nierestrykcyjnym podejściem do zasady rejonizacji kształcenia przez władze miejskie. Pozostałe trzy zmienne ilustrują strukturę społeczno-przestrzenną obwodów szkolnych, pełniąc funkcję potencjalnych stymulant przeciętnych wyników egzaminacyjnych gimnazjów (udział osób z wykształceniem wyższym) bądź destymulant (udział osób mieszkających w lokalach socjalnych lub mieszkaniach substandardowych). Jak wcześniej wskazano, przepływy uczniów między obwodami szkolnymi i struktura społeczno-przestrzenna obwodów szkolnych stanowią dwa komplementarne wymiary społeczno-instytucjonalnych uwarunkowań wyników edukacyjnych szkół (por. także Ball i in. 1995, Maguain 2009, Harris 2011, Bajerski 2012).

Wstępem do właściwej analizy było stworzenie macierzy korelacji między wszystkimi zmiennymi (zmienną zależną i potencjalnymi zmiennymi niezależ-

nymi). Zestawione w tabeli 1 wartości współczynnika korelacji Pearsona wskazują, że poza udziałem uczniów zamieszkałych poza obwodem szkoły, pozostałe cztery zmienne niezależne były istotnie skorelowane z wynikami egzaminu gimnazjalnego w poznańskich gimnazjach. Ponieważ udział uczniów mieszkających poza obwodem szkoły w ogóle jej uczniów nie był istotnie skorelowany z żadną z analizowanych zmiennych (w tym zmienną zależną), zmienna ta nie została uwzględniona w analizie regresji.

Wszystkie wartości współczynników korelacji Pearsona dla pozostałych związków zmiennej zależnej ze zmiennymi niezależnymi były istotne statystycznie na poziomie co najmniej $p \leq 0,05$. Uzyskane wartości potwierdziły również wcześniejsze założenie o kierunku wpływu poszczególnych zmiennych niezależnych na zmienną zależną, tj. słuszność zakwalifikowania ich do kategorii potencjalnych stymulant albo destymulant przeciętnych wyników egzaminu gimnazjalnego w poznańskich gimnazjach.

Tak rozumiane przeciętne wyniki egzaminu gimnazjalnego były w 2013 r. wyraźnie zróżnicowane. Przy średniej wartości 60,2 punktu dla grupy analizowanych szkół zawierały się w przedziale od zaledwie 33,4 do 79,7 punktu, przy czym wartości I i III kwartyła wyników dzieliło aż 12 punktów.

Jako potencjalne predyktory, tj. zmienne niezależne, które mogą mieć wpływ na wartość zmiennej zależnej, przyjęto następujące pięć zmiennych: (1) udział procentowy uczniów podejmujących naukę w szkole obwodowej wśród wszystkich uczniów zamieszkujących dany obwód szkolny w 2012 r. (potencjalna stymulanta), (2) udział procentowy uczniów zamieszkałych poza obwodem szkolnym danego gimnazjum wśród wszystkich jego uczniów w 2012 r. (potencjalna stymulanta), (3) szacunkowy udział procentowy osób z wykształceniem wyższym wśród mieszkańców obwodu szkolnego w 2002 r. (potencjalna stymulanta), (4) szacunkowy udział procentowy mieszkań substandardowych w ogóle mieszkań

Tabela 1. Macierz korelacji pomiędzy zmiennymi wykorzystanymi w analizie (wartości współczynnika korelacji Pearsona)

| Zmienna | Egz. gim. | % wyższe | % subst | % miesz_soc | % z_obwodu | % z_innych |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|------------|
| Egz. Gim. | 1,000 | 0,440 | -0,501 | -0,430 | 0,670 | 0,062 |
| % wyższe | 0,440 | 1,000 | -0,617 | -0,503 | 0,192 | 0,134 |
| % subst | -0,501 | -0,617 | 1,000 | 0,541 | -0,145 | -0,232 |
| % miesz_soc | -0,430 | -0,503 | 0,541 | 1,000 | -0,302 | 0,117 |
| % z_obwodu | 0,670 | 0,192 | -0,145 | -0,302 | 1,000 | -0,160 |
| % z_innych | 0,062 | 0,134 | -0,232 | 0,117 | -0,160 | 1,000 |

Uwaga: pogrubiono korelacje istotne dla $p \leq 0,05$.

Objaśnienia: egz. gim. – średni wynik egzaminu gimnazjalnego w szkole, % wyższe – szacunkowy udział procentowy osób z wykształceniem wyższym wśród mieszkańców obwodu szkolnego w 2002 r., % subst – szacunkowy udział procentowy mieszkań substandardowych w ogóle mieszkań w obwodzie szkolnym w 2002 r., % miesz_soc – udział procentowy ludności zamieszkującej lokale socjalne w 2012 r., % z_obwodu – udział procentowy uczniów podejmujących naukę w szkole obwodowej wśród wszystkich uczniów zamieszkujących dany obwód szkolny w 2012 r., % z_innych – udział procentowy uczniów zamieszkałych poza obwodem szkolnym danego gimnazjum wśród wszystkich jego uczniów w 2012 r.

Źródło: opracowanie własne.

w obwodzie szkolnym w 2002 r. (potencjalna destymulanta) oraz (5) udział procentowy mieszkańców mieszkających w lokalach socjalnych w 2012 r. (potencjalna destymulanta).

Do początkowego modelu regresji włączono zatem cztery zmienne niezależne. Jedną obrazowała mobilność uczniów między obwodami szkolnymi (udział procentowy uczniów podejmujących naukę w szkole obwodowej spośród wszystkich uczniów zamieszkujących dany obwód szkolny w 2012 r.) i miała charakter potencjalnej stymulanty. Kolejne trzy zmienne charakteryzowały środowisko społeczne obwodów szkolnych, spośród których jedną zaliczono do potencjalnych stymulant (udział osób z wykształceniem wyższym), zaś dwie do destymulant (udział osób mieszkających w lokalach socjalnych oraz udział osób mieszkających w mieszkaniach substandardowych).

Analiza wymagała trzech kroków, tj. konstrukcji trzech kolejnych modeli regresji, z których dwukrotnie usuwano zmienną niespełniającą warunku istotności statystycznej na ustalonym poziomie (w tym przypadku $p \leq 0,05$; tab. 2). W skład ostatecznego modelu regresji liniowej weszły dwie zmienne niezależne: (1) udział uczniów zamieszkałych w obwodzie szkoły, którzy podjęli naukę w szkole obwodowej oraz (2) udział osób zamieszkujących substandardowe lokale mieszkalne w ogóle mieszkańców. Zmienne te łącznie wyjaśniały statystycznie prawie 60% zmienności wyników egzaminu gimnazjalnego w grupie 37 analizowanych publicznych poznańskich gimnazjów w 2012 r., przy łącznym poziomie istotności $p \leq 0,001$. Na tej podstawie uprawnione jest sformułowanie wniosku, że przeciętne wyniki uzyskiwane na egzaminie gimnazjalnym przez uczniów publicznych gimnazjów w Poznaniu uzależnione są w istotnym stopniu od łącznego oddziaływania dwóch kategorii czynników – struktury społecznej ich obwodów

Tabela 2. Podstawowe parametry kolejnych oszacowanych modeli regresji liniowej

| Model | | Współczynniki niestandardyzowane | | Współczynniki standaryzowane | T | Ist. | Podsumowanie modelu | |
|----------------|-------------|----------------------------------|-----------|------------------------------|--------|------|---------------------|----------------------------|
| | | B | błąd std. | Beta | | | r ² | skorygowany r ² |
| 1 | (Stała) | 44,645 | 7,971 | | 5,601 | ,000 | | |
| | % wyższe | ,290 | ,368 | ,109 | ,789 | ,436 | | |
| | % subst. | -,511 | ,213 | -,328 | -2,400 | ,022 | 0,623 | 0,579 |
| | % miesz_soc | -,013 | ,180 | -,009 | -0,70 | ,945 | | |
| | % z_obwodu | ,267 | ,050 | ,597 | 5,389 | ,000 | | |
| 2 | (Stała) | 44,436 | 7,288 | | 6,097 | ,000 | | |
| | % wyższ. | ,296 | ,353 | ,112 | ,839 | ,407 | 0,623 | 0,591 |
| | % subst. | -,516 | ,197 | -,345 | -2,615 | ,013 | | |
| | % z_obwodu | ,268 | ,047 | ,599 | 5,658 | ,000 | | |
| 3 (finalny) | (Stała) | 50,012 | 2,979 | | 16,790 | ,000 | | |
| | % subst | -,616 | ,156 | -,412 | -3,949 | ,000 | 0,615 | 0,594 |
| | % z obwodu | ,273 | ,047 | ,610 | 5,844 | ,000 | | |

Objaśnienia: jak przy tab. 1.

Źródło: opracowanie własne.

oraz swoistej konkurencyjności szkół, związanej z potencjałem zatrzymywania w nich zamieszkałych w ich obwodach uczniów.

Biorąc jednak pod uwagę wartości standaryzowane współczynników Beta (por. tab. 2), można zauważyć, że najwyższe charakteryzowały predyktor opisujący mobilność uczniów między obwodami szkolnymi. Choć konieczność uwzględnienia w badaniach de facto szacowanych i przybliżonych wartości opisujących strukturę społeczną obwodów szkolnych nie pozwala na wysuwanie kategorycznych wniosków, to wyniki wskazują, że liberalne podejście władz miasta do rejonizacji kształcenia może mieć w istocie większy wpływ na zróżnicowanie przeciętnych wyników egzaminu gimnazjalnego pomiędzy publicznymi gimnazjami w Poznaniu niż różnice w strukturze społecznej obwodów szkolnych. Najwyższe wyniki egzaminacyjne, co potwierdzają przedstawione analizy, cechują bowiem te szkoły, które przede wszystkim potrafią zatrzymać w obwodzie jak największą część uczniów. Potwierdza to wysuwane już wcześniej wnioski, choć oparte na znacznie uboższym materiale empirycznym (por. Bajerski 2012).

Dyskusja

Przedstawione powyżej wyniki badań są asumptem do wspomnianej już wcześniej dyskusji o miejscu nierówności społecznych w lokalnej polityce edukacyjnej.

Mając na uwadze (1) przedstawione w artykule wyniki badań, wskazujące na związek migracji uczniów pomiędzy obwodami szkolnymi z międzyszkolnym zróżnicowaniem wyników gimnazjów w Poznaniu, (2) dynamiczny wzrost tego zróżnicowania w największych polskich miastach w pierwszej dekadzie funkcjonowania gimnazjów (Dolata 2008, 2010) oraz (3) wyniki dotychczasowych badań wskazujących, że rygorystyczne przestrzeganie zasady rejonizacji kształcenia skutkuje zazwyczaj bardziej wyrównanymi wynikami szkół, niż ma to miejsce w przypadku umożliwienia rodzicom i uczniom wolnego wyboru szkoły (Dolata, 2008, Maguain 2009, Byun i in. 2012), uprawnione jest wiązanie upowszechniania się rzeczywistego wyboru gimnazjum przez rodziców i uczniów ze wzrostem zróżnicowania ich wyników egzaminacyjnych w Poznaniu (por. Dolata 2010). W tym ujęciu to władze miejskie poprzez prowadzenie neoliberalnej polityki edukacyjnej są zasadniczo odpowiedzialne za znaczne różnice w wynikach egzaminacyjnych gimnazjów². Jak dowiedziono we wcześniejszym tekście, w ostatnich latach poznańska polityka edukacyjna była wręcz nakierowana na promowanie wyboru szkoły i pobudzanie wzrostu międzyszkolnego zróżnicowania wyników egzaminacyjnych (Bajerski 2015). Władze miejskie zachęcały rodziców i uczniów do „głosowania nogami” (Tiebout 1956), czego pośrednią konsekwencją miało być wykrystalizowanie się grupy szkół typowanych „do zamknięcia” (jednocześnie o niskich wynikach egzaminacyjnych, przynoszących straty finansowe i rzadko wybieranych przez rodziców i uczniów – por. Bajerski 2015).

² Neoliberalna orientacja w poznańskiej polityce edukacyjnej, co jest dość typowe, nie wynikała raczej z przyjęcia określonej ideologii czy też paradygmatu rozwojowego, lecz z pragmatyki zarządzania siecią szkół (por. Koven, Khan 2014, Bajerski 2015).

Uwarunkowanie wyników egzaminacyjnych gimnazjów w Poznaniu zarówno różnym składem społecznym ich obwodów, jak i lokalną polityką edukacyjną, umożliwiającą realny wybór szkoły, można interpretować jako konsekwencję silnie „zekonomizowanego”, a zarazem „odspołecznionego”, spojrzenia na sieć szkolną przez władze lokalne. Argumenty za „zekonomizowaniem” przedstawiono wyżej. Argumentem za „odspołecznieniem” jest pomijanie wpływu lokalnej polityki edukacyjnej na nierówności edukacyjne, społeczne i społeczno-przestrzenne zarówno w oficjalnych dokumentach, jak i w licznych wypowiedziach przedstawicieli władz lokalnych (por. Bajerski 2015).

Powyższy problem nie jest trywialny, ponieważ lokalna polityka edukacyjna, w zależności od jej kształtu, może mieć różny wpływ na wyżej wymienione rodzaje nierówności. Nierestrykcyjne podejście do rejonizacji kształcenia przez władze miejskie, na co wskazywano już wcześniej, prowadzi zazwyczaj do wzrostu nierówności edukacyjnych oraz – w wieloletniej perspektywie – nierówności społecznych pomiędzy różnymi kategoriami społecznymi mieszkańców. Równocześnie jednak, umożliwiając uczęszczanie do odpowiednio dobrej szkoły niezależnie od miejsca zamieszkania, hamuje wzrost nierówności społeczno-przestrzennych (przyjęcie do wybranej szkoły nie musi wiązać się z zamieszkaniem w jej obwodzie, a więc różnice w percypowanej „jakości szkół” nie należą do istotnych stimulant zmian miejsca zamieszkania w mieście – por. Croft 2004, Noreish 2007a). Alternatywa w postaci zakazania de facto przez władze miejskie przyjmowania do publicznych gimnazjów uczniów spoza ich obwodów skutkowałaby z jednej strony zapewne rozwojem placówek niepublicznych (dostępnych przede wszystkim dla lepiej sytuowanych), z drugiej zaś, wspomnianym wyżej, częstszym uwzględnianiem szeroko rozumianej „jakości szkoły” w decyzjach związanych ze zmianą miejsca zamieszkania w mieście. To z kolei mogłoby, podobnie jak w innych krajach, powodować wzrost cen nieruchomości w obwodach szkół uznawanych za najlepsze (por. Leech, Campos 2003, Rosenthal 2003, Cheshire, Sheppard 2004, Bae, Chung 2013), a co za tym idzie – wzmacniać selektywną społecznie migrację na te obszary i w konsekwencji wzrost nierówności społeczno-przestrzennych. Biorąc to wszystko pod uwagę, można stwierdzić, że polityka władz miejskich Poznania, umożliwiającą niemalże swobodny wybór gimnazjum przez rodziców i uczniów, prowadzi z jednej strony do wzrostu zróżnicowania wyników egzaminacyjnych szkół oraz zapewne do wzrostu nierówności edukacyjnych wśród uczniów pochodzących z różnych klas społecznych, z drugiej zaś raczej powstrzymuje dalsze pogłębianie się nierówności społeczno-przestrzennych, które wciąż są jednym z najważniejszych czynników kształtujących wyniki egzaminacyjne szkół.

Bibliografia

- Bae H., Chung I.H. 2013. Impact of school quality on house prices and estimation of parental demand for good schools in Korea. *KEDI Journal of Educational Policy*, 10(1): 43–61.
- Bajerski A. 2012. Przemieszczenia uczniów między obwodami szkolnymi a zróżnicowanie wyników publicznych szkół podstawowych i gimnazjów. Przypadek Poznania. *Studia Regionalne i Lokalne*, 48(2): 62–76

- Bajerski A. 2014. Klasyfikacja typologiczna sieci szkół podstawowych w gminach Polski. *Przełęcz Geograficzny*, 86(4): 541–566.
- Bajerski A. 2015. Erosion of the school catchment system as local policy: The case of Poznań, Poland. *KEDI Journal of Educational Policy*, 12(1): 41–60.
- Ball S.J. 2003. *Class Strategies and the Education Market: The Middle Classes and Social Advantage*. Routledge, London.
- Ball S.J., Bowe R., Gewirtz S. 1995. Circuits of Schooling: A Sociological Exploration of Parental Choice of School in Social Class Contexts. *Sociological Review*, 43(1): 52–78.
- Ball S.J., Bowe R., Gewirtz S. 1996. School choice, social class and distinction: the realization of social advantage in education. *Journal of Education Policy*, 11(1): 89–112.
- Banks O. 1968. *The Sociology of Education*. Batsford, London.
- Butler T., Robson G. 2003. Plotting the Middle Classes: Gentrification and Circuits of Education in London. *Housing Studies*, 18(1): 5–28.
- Butler T., Hamnett C. 2007. The Geography of Education: Introduction. *Urban Studies*, 44(7): 1161–1174.
- Bourdieu P. 1977. Cultural Reproduction and Social Reproduction. [W:] J. Karabel, A.H. Halsey (red.), *Power and Ideology in Education*. Oxford University Press, New York, s. 487–511.
- Bourdieu P. 1984. *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Bourdieu P., Passeron J.C. 1990. *Reproduction: In education, society and culture*. Sage Publications, London.
- Byun S.-y., Kim K., Park H. 2012. School choice and educational inequality in South Korea. *Journal of School Choice*, 6(2): 158–183.
- Cheshire P., Sheppard S. 2004. Capitalising the value of free schools: the impact of supply characteristics and uncertainty. *The Economic Journal*, November F: 397–424.
- Croft J. 2004. Positive choice, no choice or total rejection: the perennial problem of school catchments, housing and neighbourhoods. *Housing Studies*, 19(6): 927–945.
- Dolata R. 2008. Szkoła – segregacje – nierówności. Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa:
- Dolata R. 2010. Cicha rewolucja w polskiej oświacie – proces różnicowania się gimnazjów w dużych miastach. *Edukacja. Studia, Badania, Innowacje*, 109(1): 51–60.
- Dziemianowicz-Bąk A., Dzierżowski J., Wojciuk A. 2015. Autoselekcja na progu gimnazjum – działania rodziców w kontekście działań szkół i polityki samorządu. Instytut Badań Edukacyjnych, Warszawa.
- Feinberg W. 1983. *Understanding Education: Toward a Reconstruction of Educational Inquiry*. John Wiley, New York.
- Gorard S. 1997. *School choice in an established market*. Ashgate, Aldershot.
- Hamnett C., Butler T. 2011. 'Geography matters': The role distance plays in reproducing educational inequality in East London. *Transactions of the Institute of British Geographers NS*, 36(4): 479–500.
- Hamnett C., Butler T., Ramsden M. 2007. Social background, ethnicity, school composition and educational attainment in East London. *Urban Studies*, 44(7): 1255–1280.
- Harris R. 2011. Segregation by choice? Social and ethnic differences between English schools. [W:] J. Bakker, E. Denessen, D. Peterss, G. Walraven (red.), *International perspectives on countering school segregation*. Garant, Apeldoorn, s. 67–82.
- Harris R., Johnston R. 2008. Primary Schools, Markets and Choice: Studying Polarization and the Core Catchment Areas of Schools. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 1(1): 59–84.
- Hargreaves A. 2002. Sustainability of educational change: The role of social geographies. *Journal of Educational Change*, 3(3): 189–214.
- Harvey D. 2005. *A brief history of neoliberalism*. Oxford University Press, Oxford.
- Koven S.G., Khan M. 2014. School choice acceptance: An exploratory explication. *Journal of School Choice*, 8(4): 549–566.
- Kučerová S.R., Bláha J.D., Pavlasová Z. 2015. Malé venkovské školy na trhu se základním vzděláváním: Jejich působnost a marketing na příkladu Turnovska. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 51(4): 607–636.

- Leech D., Campos E. 2003. Is comprehensive education really free?: a case study of the effects of secondary school admissions policies on house prices in one local area. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 166(1): 135–154.
- Maguain D. 2009. La suppression de la sectorisation est-elle une bonne chose? *Revue d'économie politique*, 119(4): 569–612.
- Nekorjak M., Souralová A., Vomastková K. 2011. Uvznutí v marginalitě: vzdělávací trh, romské školy a reprodukce sociálně prostorových nerovností. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 47(4): 657–680.
- Noreisch K. 2007a. Choice as rule, exception and coincidence: Parents' understandings of catchment areas in Berlin. *Urban Studies*, 44(7): 1307–1328.
- Noreisch K. 2007b. School catchment area evasion: the case of Berlin, Germany. *Journal of Education Policy*, 22(1): 69–90.
- Piowowski R. 1992. Sieć szkolna a dostępność kształcenia. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Piowowski R. 2006. Edukacja z perspektywy lokalnej i międzynarodowej. Instytut Badań Edukacyjnych, Warszawa.
- Szlendak T. 2003. Zaniehbana piaskownica: Style wychowania małych dzieci a problem nierówności szans edukacyjnych. Instytut Spraw Publicznych, Warszawa.
- Taylor C., Gorard S. 2001. The role of residence in school segregation: placing the impact of parental choice in perspective. *Environment and Planning A*, 33(10): 1829–1852.
- Tiebout C. 1956. A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5): 416–424.
- Walażek M. 2015. Zróżnicowanie przestrzenne dostępności szkół oraz warunków i wyników nauczania w aglomeracji poznańskiej. Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Poznań (praca doktorska).

Socio-spatial structure, local educational policy, and differences in examination results among lower-secondary schools in big Polish city. The example of Poznań, Poland

Abstract: The aim of the paper was to present an answer to the question, whether significant differences in the examination results among students of individual lower-secondary schools, occurring both in Poznań, and in other large Polish cities, is derived primarily from the socio-spatial variability of the city, or whether it is rather due to the local educational policy, and in particular to the unrestricted approach to the school catchment system on the part of local authorities.

The results of quantitative research, presented in the paper, based on regression analysis, indicating differences in examination results at lower-secondary schools can be explained in 60% by joint impact of two factors: (1) the diversity of social structures at individual school catchments, and (2) the competitiveness of schools on the 'local market', related to the retention of pupils in the catchment area of local school. At the same time, the results obtained indicate that the competitiveness of schools, directly related to the nonrestrictive school catchment system policy contributes more to the variability of their exam results than differences in the social structure of school catchment areas.

The results obtained were the contribution to a discussion on the importance of social inequality in contemporary local education politics in a major Polish city.

Key words: educational policy, educational inequalities, school catchment areas, lower-secondary schools, Poznań