

Efektywność wydatków na gimnazja

Wprowadzenie¹

Podnoszenie jakości kształcenia stało się w ostatnich latach postulatem często przywoływanym zarówno przez polityków, jak i ekonomistów. Podnoszone są pensje nauczycielskie, gminy inwestują w szkolną infrastrukturę, a w Funduszach Strukturalnych przewidziano w bieżącym okresie programowania ok. 1 miliarda PLN na wydatki związane z kapitałem ludzkim. Mało kto sprzeciwia się pomysłom zwiększania inwestycji w szkolnictwo, a przez to w tworzenie tzw. kapitału ludzkiego, przyjmując, że większe nakłady finansowe automatycznie przełożą się na wyższą jakość kształcenia. Założenie to, nie jest jednak tak oczywiste. Ekonomiści edukacji od dłuższego czasu prowadzą spór o to, czy inwestowanie w szkolnictwo rzeczywiście przekłada się na wzrost osiągnięć uczniów. Tacy badacze jak Hanushek od lat gromadzą argumenty na rzecz tezy, że w USA wzrost wydatków publicznych nie wpłynął na podniesienie wyników uczniów, choć przyznają, że istnieją przykłady pojedynczych projektów poprawiających jakość nauczania, a więc możliwe jest bardziej efektywne wykorzystanie nakładów w szkołach publicznych (por. przegląd prac w: [Hanushek, 2003, 2006]). Z pewnością odpowiednio zaplanowane i przemyślane inwestycje w edukację mogą przynieść korzystne efekty, zwiększając w dłuższej perspektywie zasoby kapitału ludzkiego. Z pewnością też pieniądze wydawane na szkolnictwo mogą być marnotrawione. Wszystko zależy od rozwiązań instytucjonalnych przyjętych w danym kraju. Warto zatem postawić pytanie, czy w Polsce przy funkcjonujących obecnie rozwiązaniach wydatki na szkolnictwo sprzyjają podnoszeniu jakości nauczania? Dokładniej, czy wydatki państwa i samorządów w przeliczeniu na ucznia wpływają na przyrost jego wiedzy w trakcie nauki w gimnazjum?

Udzielenie odpowiedzi na to pytanie na podstawie danych przekrojowych jest o tyle trudne, że w większości krajów rozwiniętych szkoły publiczne finansowane i zarządzane są na podobnych zasadach. Brakuje więc różnorodności dającej okazję do porównania wpływu różnego poziomu finansowania. Jednak w Polsce, choć system szkolnictwa publicznego jest nadal silnie regulowany, to

* Autor jest pracownikiem Katedry Ekonomii Politycznej Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego. Artykuł wpłynął do redakcji we wrześniu 2007 r.

¹ Praca ta powstała w trakcie pobytu w Robert Schuman Centre for Advanced Studies przy European University Institute we Florencji, możliwemu dzięki stypendium Fundacji na rzecz Nauki Polskiej. Autor jest szczególnie wdzięczny za pomocne komentarze uzyskane od R. Dolaty, M. Federowicza, D. Jakubowskiej, D. Przybysza, E. Stożek oraz J. Wilkina.

decentralizacja zapoczątkowana już na początku lat 90. utrzymuje spore różnice w finansowaniu oświaty między samorządami, a niemal wszystkie gimnazja prowadzone są przez gminy. Co prawda gminy otrzymują z budżetu państwa fundusze na prowadzenie szkół, to jednak zróżnicowanie w wydatkach jest znaczne. Skłania to do postawienia pytania o to, czy różnice te wpływają na osiągnięcia w nauce gimnazjalistów. Celem niniejszego artykułu jest udzielenie odpowiedzi na to pytanie w oparciu o indywidualne wyniki egzaminów zewnętrznych i dane o wydatkach gmin z lat 2002-2005.

Kwestia relacji między wydatkami gmin a wynikami egzaminów zewnętrznych była już analizowana we wcześniejszych badaniach korzystających z podobnych zbiorów danych. Jednak zastosowana w nich metodologia oraz agregacja danych do poziomu gminy nie budzą zaufania co do uzyskanych rezultatów. Niniejsza praca jest jedną z pierwszych analiz indywidualnych wyników uczniów w Polsce. Co więcej, zaproponowane metody wykorzystują wyniki dwóch kolejnych egzaminów, znacznie zwiększając wiarygodność uzyskanych rezultatów. O ile wcześniejsze badania analizowały związek między nakładami finansowymi a *poziomem* osiągnięć uczniów, to niniejsza praca koncentruje się na zależności między nakładami a *przyrostem* wiedzy uczniów w czasie nauki w gimnazjum. Dzięki uwzględnieniu w modelu wcześniejszych wyników ucznia możliwe jest wyłączenie wpływu pochodzenia społecznego i trudnych do bezpośredniego zmierzenia cech wrodzonych, a pozostała wariancja w końcowym wyniku ucznia w dużym stopniu zależy od jakości kształcenia. Z tego względu zaproponowane metody są znacznie bardziej wiarygodne jeśli chodzi o szacowanie wpływu poziomu wydatków samorządowych na przyrost wiedzy uczniów.

Artykuł składa się z pięciu części. W pierwszej przedstawiono zbiory danych wykorzystane w analizach wraz z krótkim opisem systemu egzaminów zewnętrznych i sposobu konstrukcji zmiennych do analiz. W drugiej podano kilka faktów dotyczących finansowania oświaty i wyników uczniów na egzaminach zewnętrznych. W części tej omówiono także metodologię i wyniki wcześniejszych badań. W trzeciej części opisano metodologię badania, a w czwartej uzyskane rezultaty. Rozdział piąty podsumowuje artykuł.

Opis źródeł i charakterystyka danych

W pracy wykorzystano dane z dwóch źródeł. Pierwszym z nich jest Centralna Komisja Egzaminacyjna (CKE), przeprowadzająca od 2002 roku wraz z Okręgowymi Komisjami Egzaminacyjnymi (OKE) powszechne egzaminy zewnętrzne w szkołach w całej Polsce². Drugim jest Bank Danych Regionalnych GUS. Z pierwszego źródła uzyskano dane dotyczące wyników egzaminów wraz z nie-

² Zbiory danych wykorzystane w artykule powstały w trakcie prac grupy eksperckiej powołanej przez Centralną Komisję Egzaminacyjną i kierowanej przez dr. Romana Dolatę, której zadaniem było opracowanie modeli tzw. edukacyjnej wartości dodanej. Autor chciałby szczególnie podziękować Centralnej Komisji Egzaminacyjnej za udostępnienie wyników egzaminów oraz wsparcie prac badawczych.

wielkim zestawem indywidualnych charakterystyk. Z drugiego źródła uzyskano dane dotyczące wydatków oświatowych gmin w latach 2002-2005. Obydwa źródła zostały opisane poniżej wraz z dokładną charakterystyką wykorzystanych danych.

Egzaminy zewnętrzne zostały po raz pierwszy przeprowadzone w 2002 roku, kiedy niemal wszyscy uczniowie kończący szkołę podstawową napisali *sprawdzian*, będący egzaminem obowiązkowym, zawierającym te same zadania w całej Polsce i ocenianym zewnętrznie wobec szkoły. Do dziś jest to stosunkowo prosty, ponadprzedmiotowy egzamin, którego wyniki raportowane są na skali od 0 do 40 stanowiącej prostą sumę punktów uzyskanych przez danego ucznia. Wyniki egzaminu tylko w 2002 roku zostały umieszczone na świadectwie szkolnym i od początku nie powinny być wykorzystywane do selekcji uczniów przy naborze do gimnazjów. Tak więc sprawdzian z natury ma charakter jedynie informacyjny, określający na ile uczniowie kończący szkołę podstawową posiadli wiedzę umożliwiającą naukę na kolejnym poziomie kształcenia. W 2002 roku po raz pierwszy przeprowadzono także *egzamin gimnazjalny*, który jest obowiązkowy dla uczniów kończących gimnazja. Egzamin ten składa się z dwóch części: humanistycznej i matematyczno-przyrodniczej, z których wyniki indywidualne raportowane są osobno na nieprzetworzonej skali od 0 do 50. Wyniki egzaminu gimnazjalnego mogą być wykorzystywane przy naborze uczniów do szkół średnich³.

W niniejszym badaniu skupiono się na analizie wyników egzaminu gimnazjalnego z lat 2005 i 2006, jednak wykorzystano także wyniki sprawdzianu z lat 2002 i 2003 jako zmienne kontrolne mierzące zasób wiedzy ucznia na progu gimnazjum. Warto podkreślić kilka cech egzaminów zewnętrznych istotnych ze względu na charakter przeprowadzonych analiz. Po pierwsze, wyniki indywidualne raportowane są na nieprzetworzonej skali, sumującej punkty za poprawne odpowiedzi, przez co wyniki te nie są bezpośrednio porównywalne między latami i przedmiotami, a w kilku przypadkach ich rozkład znacząco odbiega od normalnego. Po drugie, egzaminy zewnętrzne wciąż nie są oparte na standardach edukacyjnych określających, jaki zasób wiedzy uczniowie powinni osiągnąć na poszczególnych etapach kształcenia. Choć określono namiastkę takich standardów (standardy wymagań egzaminacyjnych), to jednak punktów egzaminacyjnych nie można odnieść do poziomu wiedzy, tak jak na przykład w realizowanym przez OECD także w Polsce programie PISA. Po trzecie, przeprowadzone dotąd badania pokazują, że wyniki egzaminów zewnętrznych okazują się zarówno dobrymi predyktorami osiągnięć na kolejnych etapach kształcenia, jak i powiązane są silnie z cechami uczniów warunkującymi sukcesy edukacyjne oraz charakterystykami środowiska szkolnego i społecznego (por. Jakubowski 2006a, 2007a). Inaczej mówiąc, choć niestandardyzowane wyniki egzaminów są trudne do bezpośredniej interpretacji, to stanowią dobre miary poziomu wiedzy i umiejętności uczniów na poszczególnych etapach kształcenia⁴.

³ Szczegółowe informacje o systemie egzaminów zewnętrznych, a także raporty o wynikach z poszczególnych lat można znaleźć na stronie CKE: www.cke.edu.pl, lub na: www.egzaminyscholaris.pl.

⁴ Nie jest to fakt oczywisty biorąc pod uwagę niedojrzałość i stosunkowo niewielkie nakłady poniesione na stworzenie systemu egzaminów zewnętrznych, a także to, że wyniki sprawdzianu

W tym badaniu wykorzystano wyniki egzaminów gimnazjalnych tylko z 2005 i 2006 roku, bowiem tylko dla tych lat możliwe jest wykorzystanie metod edukacyjnej wartości dodanej, w tym przypadku opierających się na połączeniu indywidualnych wyników egzaminu gimnazjalnego z wynikami sprawdzianu. Tak więc w badaniu tym poddano analizie wyniki dwóch kohort uczniów: piszących sprawdzian w 2002 roku i egzamin gimnazjalny w 2005 roku (dalej „kohorta 2002/2005”) oraz piszących sprawdzian w 2003 roku i egzamin gimnazjalny w 2006 roku (dalej „kohorta 2003/2006”). Podstawowe statystyki oraz wykresy opisujące wyniki egzaminów wykorzystanych w badaniu zamieszczono w załączniku. W badaniu wykorzystano nie tylko indywidualne wyniki egzaminów, ale i proste, zero-jedynkowe charakterystyki uczniów dostępne w bazach CKE: płeć i dysleksję, a także zmienną zero-jedynkową dla oznaczenia szkół niepublicznych⁵. Zmienne te umożliwiają wyłączenie różnic w wynikach między płciami, uczniami ze stwierdzoną dysleksją (nieco inaczej ocenianymi), oraz placówkami niepublicznymi.

Drugim źródłem danych wykorzystanych w analizie jest Bank Danych Regionalnych (BDR) Głównego Urzędu Statystycznego zawierający bogaty zestaw charakterystyk na poziomie jednostek samorządu terytorialnego⁶. W badaniu wykorzystano dane o wydatkach gmin i liczbie uczniów w gimnazjach w latach 2002-2005, przy czym do celów analizy skonstruowano dwie zmienne odpowiadające przeciętnym nakładom na ucznia dla dwóch analizowanych kohort:

- dla kohorty 2002/2005 zsumowano 1/3 wydatków na gimnazja z 2002 roku (co odpowiada nakładom od września 2002 roku), wydatki na gimnazja z lat 2003 i 2004 oraz 2/3 wydatków z 2005 roku, a sumę tę podzielono przez liczbę uczniów uczęszczających do gimnazjów w danej gminie od roku szkolnego 2002/2003 do roku szkolnego 2004/2005,
- dla kohorty 2003/2006 zsumowano 1/3 wydatków na gimnazja z 2003 roku, wydatki z 2004 roku oraz 5/3 wydatków z 2005 roku, a sumę tę podzielono przez liczbę uczniów uczęszczających do gimnazjów w danej gminie od roku szkolnego 2003/2004 do roku szkolnego 2005/2006; uwzględnienie 5/3 wydatków z 2005 roku spowodowane jest brakiem danych dla 2006 roku, które przybliżono danymi z roku poprzedniego⁷.

mają jedynie charakter informacyjny, a dla wielu uczniów także wyniki egzaminu gimnazjalnego nie mają większego znaczenia, bowiem nie zamierzają oni konkurować o przyjęcie do dobrej szkoły średniej.

⁵ Szkoły niepubliczne otrzymują 100% subwencji oświatowej dla danej gminy w przeliczeniu na ucznia, ale placówki te wyróżnia skład społeczny uczniów, odmienne metody nauczania, jak i znaczące dodatkowe środki pozyskiwane od rodziców i sponsorów. Stąd, uczniowie gimnazjów niepublicznych zostali uwzględnieni w analizie po wyłączeniu różnic w średnich poziomach osiągnięć. Uzyskanych ocen wpływu uczęszczania do szkoły niepublicznej nie należy jednak interpretować z powodu różnic wymienionych powyżej, a także ze względu na znikomą liczbę uczniów uczęszczających do tego typu szkół (patrz tablica w załączniku).

⁶ Więcej informacji i dane BDR można znaleźć na: <http://www.stat.gov.pl/bdr>

⁷ Dla sprawdzenia, czy tego rodzaju przybliżenie jest prawomocne, zastosowano podobną procedurę dla pełnych danych z lat 2002-2005 przyjmując dla 2005 sumę wydatków z 2004 roku. Nie zmieniło to jednak wyników, co daje podstawę do zastosowania tego rodzaju przybliżenia.

Tak opracowane dane BDR połączono ze zbiorem CKE za pomocą kodu GUS zawierającego numer województwa, powiatu oraz gminy. W przypadku kilkudziesięciu gmin zmieniono kody na obowiązujące w 2005 roku, jednak kilka gmin, które w analizowanych latach zostały podzielone lub scalone z innymi, zostało wykluczone z analiz ze względu na niemożność ścisłego określenia, do której z gmin uczęszczali uczniowie z 2005 roku⁸. Ponadto z analizy wykluczono szkoły oraz gminy, dla których dostępne było mniej niż 10 indywidualnych obserwacji (wyników uczniów zdających egzamin gimnazjalny w danym roku). Trzeba też podkreślić, że wykorzystany w analizie zbiór z wynikami egzaminów nie zawiera danych dla ok. 10% uczniów, dla których niemożliwe było połączenie wyników sprawdzianu oraz egzaminu gimnazjalnego. Stąd w niektórych gminach tak niewielka liczba obserwacji. Dla kilkudziesięciu szkół nie udało się także dołączyć danych GUS ze względu na błędny kod gminy. Ostateczną liczbę uczniów, gimnazjów i gmin wykorzystanych w analizie podano w tablicach podsumowujących wyniki regresji.

Wyniki przedstawione w artykule zostały uzyskane po oznaczeniu gmin ze skrajnie niskimi i skrajnie wysokimi wydatkami zmiennymi zero-jedynkowymi. Kilkanaście gmin wydało mniej niż 2 tysiące PLN na ucznia (dolne 1% rozkładu). Są to głównie gminy wiejskie, których uczniowie korzystają z gimnazjów w pobliskich miastach. Oznaczono także gminy z wydatkami większymi niż ok. 7 tysięcy PLN (górne 5%) oraz ok. 10 tysięcy PLN (górne 1%). Wszystkie analizy powtórzono jednak na pełnym zbiorze, a uzyskane rezultaty nie różniły się jakościowo od przedstawionych poniżej.

Statystyki opisowe dla wszystkich zmiennych wykorzystanych w badaniu przedstawiono w tablicy 1 w załączniku.

Organizacja oświaty i wcześniejsze badania nad relacją między nakładami finansowymi a wynikami uczniów w Polsce

Na podstawie danych OECD można stwierdzić, że nakłady na szkolnictwo w Polsce wzrosły w ostatnim dziesięcioleciu. O ile w 1995 i 2000 roku wydawano 3,6% PKB, to już w 2003 roku 4,2% PKB⁹. Przy tym wzrost wydatków w przeliczeniu na ucznia należał w tym okresie do najwyższych w krajach OECD¹⁰. Przyczynił się do tego zarówno wzrost ogólnych nakładów, a przede wszystkim kosztów oświaty związanych z wynagrodzeniami, jak i znaczny spadek liczby uczniów w szkołach (por. [Swianiewicz i in., 2005], [Jakubowski, 2006b], [GUS, 2006]).

nia dla 2006 roku. Faktem jest, że sumy wydatków zmieniają się między latami w znacznie mniejszym stopniu niż wydatki na ucznia, na które wpływ mają trendy demograficzne.

⁸ Dane Warszawy z okresu, gdy dzielnice były samodzielnymi gminami zagregowano do poziomu całego miasta.

⁹ Tabela B2.1b, wydatki publiczne i prywatne na szkolnictwo jako % PKB, bez szkolnictwa wyższego (Education at a Glance, 2006, OECD).

¹⁰ Patrz wykres B1.7 (Education at a Glance, 2006, OECD).

Gminy całkowicie przejęły szkolnictwo powszechne w 1996 roku. Od tego czasu odpowiadają one za finansowanie działalności szkół na swoim terenie, przy czym wspierane są w tym wysiłku transferami finansowymi z budżetu państwa. Od 1999 roku zdecydowana większość środków finansowych przekazywana jest gminom w ramach subwencji ogólnej, której ok. 80% stanowi część oświatowa. Od 2000 roku środki alokowane są przez specjalny algorytm naliczający należną kwotę subwencji w oparciu o liczbę uczniów oraz system kilkudziesięciu wag, z których najważniejsza podnosi kwotę subwencji o kilkadziesiąt procent uczniom szkół wiejskich. Wartości i liczba wag modyfikowane są niemal co roku odzwierciedlając polityczne targi między przedstawicielami miast i gmin wiejskich.

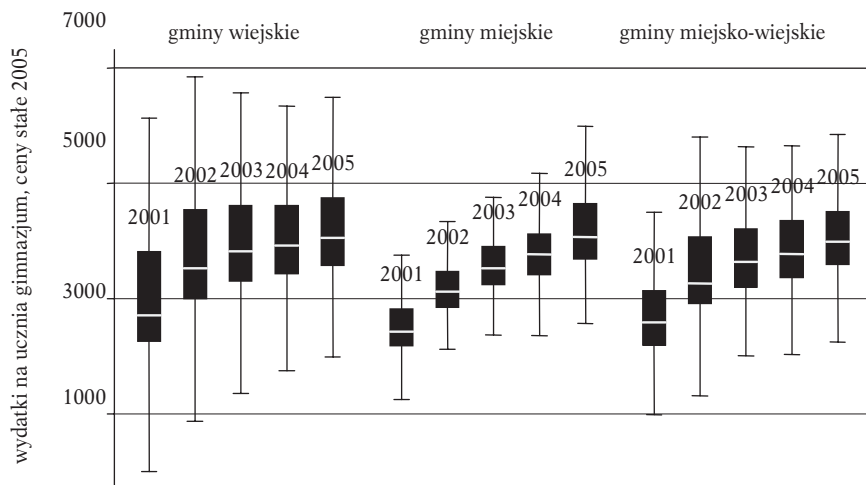
Z punktu widzenia niniejszego badania niezwykle istotne jest to, że gminy otrzymują fundusze w ramach subwencji ogólnej, przez co mają dużą swobodę w ich alokacji. O ile koszty oświaty są niższe niż otrzymywana subwencja, to gminy mogą wolne środki przeznaczyć na inne cele. Subwencja oświatowa powinna pokrywać koszty bieżące szkolnictwa (wg ustaw samorzady odpowiadają za wydatki kapitałowe), jednak np. w 2003 roku jedynie w 30% gmin koszty bieżące były niższe niż otrzymana subwencja. 70% gmin dopłacało do subwencji, przy czym różnice w dopłatach są znaczne¹¹. Trudno jest przy tym określić, czy wyższe wydatki gmin wynikają z wyższych obiektywnych kosztów prowadzenia szkół, nieuwzględnionych przez algorytm naliczania subwencji czy raczej z różnic w preferencjach samorządów (celowego zwiększania lub zmniejszania nakładów na szkoły) lub też różnic w gospodarności, jakości zarządzania, a więc efektywności wykorzystania istniejących zasobów. Na podstawie danych budżetowych niemożliwe jest poznanie zarówno motywów samorządowców, jak i celów na jakie przeznaczone były wydatki. Bazy GUS zawierają jedynie ogólną sumę oraz mało precyzyjne i często modyfikowane kategorie budżetowe (np. koszty bieżące, ale tylko dla niektórych lat i bez wyszczególnienia płac). Siłą rzeczy więc nasza ocena dotyczyć będzie tego, czy *ogólny poziom wydatków na ucznia wpływa na wyniki uczniów*. Inaczej mówiąc, nie wnikając w przeznaczenie wydatków, zastanawiamy się, czy przeciętnie gminy alokują fundusze w sposób podnoszący wyniki nauczania czy też nie.

Wprowadzenie nowego algorytmu w 2000 roku utrwaliło różnice w poziomie wydatków między typami gmin: od przeciętnie najwyższych wydatków w gminach wiejskich, nieco niższe w gminach miejsko-wiejskich, po najniższe w miejskich. Jednak zarówno rozmiar różnic w wydatkach między typami gmin, jak i wewnętrzne zróżnicowanie tych grup, pokazują znaczną autonomię i dywersyfikację samorządów. Widać to poniżej, gdzie za pomocą wykresów skrzynkowych scharakteryzowano rozkłady wydatków na ucznia gimnazjum w populacji gmin w latach 2001-2005 dla cen stałych z 2005 roku (por. tabela 2 w załączniku). Niewątpliwie na dynamikę zmian wydatków edukacyjnych gmin wpływ mają zmiany w liczebności populacji uczniów. Niż demograficzny

¹¹ Obliczenia własne na podstawie danych BDR GUS oraz danych Ministerstwa Finansów dotyczących poziomu subwencji oświatowej. Dane te nie uwzględniają miast-powiatów.

w odmiennym stopniu dotyka różne gminy, a w szczególności, inaczej wpływa na zmiany kosztów utrzymania szkół w gminach wiejskich, a inaczej w miastach, gdzie łatwiej jest przeprowadzić reorganizację sieci szkolnej (por. [Swianiewicz i in., 2005], [Jakubowski, Kozińska-Bałdyga, 2005]).

Wykres 1. Wydatki gmin na gimnazja w przeliczeniu na ucznia w latach 2001-2005



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS BDR

Warto zauważyć, że zróżnicowanie wydatków gmin na gimnazja jest większe niż w przypadku szkół podstawowych. Co prawda w początkowym okresie wydatki mogły zawierać znaczne nakłady inwestycyjne, a niektóre gminy wydatki na gimnazja mogły przypisywać do kategorii wydatków na szkoły podstawowe, to jednak dane analizowane w tym badaniu pochodzą z lat 2002-2005, kiedy większość gimnazjów istniała kilka lat, więc ich organizacja i sposób finansowania powinny być już stabilne. Większe zróżnicowanie wydatków na gimnazja może wynikać z tego, że w wielu gminach tworzone były one od początku, często odzwierciedlając koncepcję dużych szkół zbiorczych, które charakteryzują niższe koszty, podczas gdy w innych gminach placówki te zostały utworzone w oparciu o istniejące szkoły podstawowe, przez to często są znacznie mniejsze, a koszty ich prowadzenia wciąż bardziej odzwierciedlają historyczne koszty utrzymania szkół niż preferencje lub gospodarność samorządów.

Powstaje pytanie o to, czy zróżnicowanie wydatków oświatowych gmin wpływa na zróżnicowanie jakości nauczania mierzonej osiągnięciami uczniów podczas egzaminów zewnętrznych. Podobne kwestie były wielokrotnie analizowane w innych krajach, przy czym badacze zgodni są co do tego, że zwiększanie nakładów finansowych w szkolnictwie publicznym rzadko przekłada się na podnoszenie osiągnięć uczniów (patrz przegląd literatury w: [Hanushek, 2003, 2006]). Oczywiście, istotną kwestią jest tu nie tylko poziom nakładów, ale i w jaki sposób są one wykorzystywane. Jednak warto zastanowić się, czy w skali kraju

lokalne zmiany w finansowaniu szkół wpływają na wyniki uczniów. Czy gminy, w których na gimnazja wydaje się więcej wyróżniają się także większym przyrostem wiedzy? Jest to pytanie istotne nie tylko dla samorządowców, ale i dla wszystkich osób zainteresowanych wzrostem zasobów kapitału ludzkiego w Polsce.

W ostatnich latach przeprowadzono kilka badań wyników egzaminów zewnętrznych, jednak wszystkie te prace bazują na danych zagregowanych do poziomu gmin. W badaniu przeprowadzonym po pierwszej turze egzaminów z 2002 roku stwierdzono brak zależności między nakładami finansowymi gmin a wynikami uczniów, jednak sami autorzy podkreślają, że zastosowana metodologia (analiza współczynników korelacji na poziomie gmin), jak i wykorzystanie danych jedynie z jednego roku, nie pozwalają na wysuwanie daleko idących wniosków (por. [Herczyński, Herbst, 2002]).

W innych badaniach podsumowujących dane z lat 2002-2004 autor stwierdza negatywną zależność między poziomem subwencji oświatowej a wynikami uczniów, a przy tym pozytywną zależność między wynikami a wydatkami ze środków pozyskanych z innych źródeł (w tym dopłatami gmin). Dodatkowo, podkreśla pozytywną zależność między wynagrodzeniem nauczycieli a osiągnięciami ich wychowanków przypisując ją wyższej jakości pracy lepiej opłacanych pedagogów (por. [Śleszyński, 2004]). Wydaje się jednak, że większość stwierdzonych w tej pracy zależności ma charakter pozorny, a płynące z nich wnioski są mało wiarygodne, co związane jest z zastosowanymi metodami: prostą analizą współczynników korelacji lub nieparametryczną regresją dwóch zmiennych. W badaniu tym nie przeprowadzono analizy regresji z wieloma zmiennymi, a autor cytuje jedynie kilkadziesiąt współczynników korelacji po oszacowaniu 2000, nie korygując w żaden sposób poziomu istotności statystycznej. Łatwo też wskazać źródła pozornych korelacji stwierdzonych w tym badaniu. Negatywna zależność między wynikami a poziomem subwencji wynika w prosty sposób z algorytmu naliczania subwencji, przyznającego większe kwoty szkołom wiejskim, które z oczywistych, ale niepowiązanych z finansowaniem względów, osiągają niższe wyniki niż szkoły miejskie (choćby ze względu na silnie determinujące wyniki uczniów przeciętnie niższe wykształcenie rodziców). Podobnie, pozytywna korelacja między wynikami a dodatkowymi nakładami gmin, czy wynagrodzeniem nauczycieli, związana jest zapewne z tym, że to gminy miejskie częściej dysponują dodatkowymi środkami podnosząc płace nauczycieli (vide Warszawa), a także zatrudniają nauczycieli o wyższym stopniu awansu zawodowego. Podsumowując, badanie to nie dostarcza niczego więcej niż opisu obserwowalnych zależności między wynikami a poszczególnymi kategoriami nakładów. Nie może stanowić podstawy do wnioskowania o efektywności nakładów, choć w ten sposób było szeroko wykorzystywane.

W innych badaniach, także podsumowujących dane z lat 2002-2004, zastosowano analizę regresji wielu zmiennych, gdzie zmienną zależną stanowiły zagregowane wyniki egzaminów zewnętrznych z lat 2002-2004 na poziomie gminy, a wśród bogatego zestawu zmiennych niezależnych znalazły się zarówno ogólne wydatki na ucznia, jak i wydatki ze środków własnych gmin (ponad subwencję). Autorzy podsumowując wyniki oszacowań kilkunastu modeli stwier-

dzają, że nakłady w przeliczeniu na ucznia nie wpływają na wyniki egzaminów, choć z drugiej strony podkreślają pozytywny związek kwalifikacji nauczycieli z osiągnięciami uczniów, które z kolei są powiązane z wyższymi kosztami (przez regulacje płac wynikające z systemu awansu zawodowego). Autorzy twierdzą jednak, że brak zależności między nakładami wynika z braku rozróżnienia między nakładami poniesionymi „z przymusu”, np. ze względu na rozdrobnioną sieć szkolną, a wydatkami skierowanymi świadomie na podniesienie jakości nauczania. Niestety, prawdziwości takiej hipotezy, której zasadność postawienia trudno jest podważyć, nie można zweryfikować w oparciu o wykorzystane w badaniu dane (por. [Swianiewicz i in., 2005])¹².

Kilkadziesiąt lat badań nad związkami między nakładami a efektami w oświacie uwidacznia problemy metodologiczne, których rozwiązanie jest kluczowe dla wiarygodności uzyskanych rezultatów. W badaniach edukacyjnych wiele stwierdzonych zależności ma charakter pozorny a problem wpływu cech ukrytych (trudnych do skwantyfikowania lub niemierzalnych w praktyce) jest tu kluczowy. Niewiele jest takich zbiorów danych, w których dostępne byłyby zmienne mierzące wrodzone zdolności uczniów, charakteryzujące środowisko rodzinne i społeczne ucznia, a także szczegóły procesu kształcenia i rozwoju intelektualnego na przestrzeni kilku lub kilkunastu lat. Jednak nawet stosunkowo bogate dane panelowe nie rozwiązują automatycznie problemu powiązania poziomu nakładów z niemierzalnymi charakterystykami szkół i społeczności wpływającymi na poziom wyników. Co więcej, brak jest też potwierdzonych empirycznie teorii kształcenia, które można wykorzystać do budowania modeli ekonometrycznych.

Z powyższych względów wielu badaczy podkreśla znaczenie badań eksperymentalnych i quasi-eksperymentalnych w edukacji. Tylko sytuacja eksperymentalna daje szansę na wyłączenie wpływu nieobserwowalnych lub trudnych do kontrolowania charakterystyk uczniów i szkół. Jednak tzw. *policy experiments* (np. programy edukacyjne, w których losowo dobrane są grupy szkół lub uczniów uczestniczących i nieuczestniczących w programie – stanowiących tzw. grupę kontrolną) są w edukacji niezwykle rzadkie, a zachodzące w nich procesy niekoniecznie muszą powtórzyć się przy wprowadzeniu rozwiązań na większą skalę (por. [Krueger, 2003] jako przykład analizy podsumowującej projekt STAR – największy i najbardziej znany eksperyment terenowy w edukacji). Stąd niektórzy badacze uważają tzw. eksperymenty naturalne za najbardziej wiarygodne, dające właściwy punkt odniesienia do oceny efektów polityki edukacyjnej prowadzonej w skali kraju lub regionu.

Przykład polskiego badania quasi-eksperymentalnego, pośrednio powiązanego z tematyką niniejszego artykułu, pokazuje, że zastosowanie typowych metod analizy statystycznej w oparciu o dane przekrojowe nie daje podstaw do wnioskowania o zależnościach między nakładami a wynikami uczniów.

¹² Kluczowym problemem jest tu brak możliwości rozróżnienia na podstawie danych o budżetach gmin między wydatkami przymusowymi a dobrowolnymi. Problemu tego nie rozwiązuje także niniejsze badanie, również korzystające z danych budżetowych.

W badaniu tym wykorzystano naturalny eksperyment do oszacowania wpływu wielkości klas na wyniki uczniów pokazując, że stwierdzona we wcześniejszych badaniach pozytywna zależność między liczbą uczniów w klasie a ich osiągnięciami ma charakter pozorny wynikający z powiązania wielkości klas z innymi czynnikami silnie wpływającymi na osiągnięcia uczniów, np. popularnością szkoły, czy wielkością miejscowości. Co więcej, badanie to wykazując negatywną zależność między wynikami uczniów a wielkością klas, do których uczęszczają, dokumentuje pozytywny wpływ nakładów finansowanych na wyniki egzaminów zewnętrznych, bowiem wielkość klas jest silnie powiązana z kosztami prowadzenia szkół. Trzeba jednak podkreślić, że stwierdzona w tej pracy zależność jest słaba: zmiana wielkości klasy ma niewielki wpływ na osiągnięcia uczniów, a więc nie może mieć kluczowego znaczenia przy ocenie efektywności nakładów finansowych (por. [Jakubowski, Sakowski, 2006]).

Podsumowując zarówno polskie, jak i znacznie bogatsze doświadczenia badaczy zagranicznych sugerują, że po pierwsze, nie ma prostego przełożenia nakładów finansowych na osiągnięcia uczniów, a po drugie, oszacowanie tego rodzaju wpływu jest kwestią metodologicznie trudną, wymagającą zastosowania metod umożliwiających wyłączenie wpływu innych czynników warunkujących osiągnięcia szkolne. W niniejszym artykule wykorzystano metodę edukacyjnej wartości dodanej (szczegółowy opis w kolejnym rozdziale), która choć nie jest metodą eksperymentalną i nie gwarantuje uzyskania nieobciążonych ocen zależności przyczynowo-skutkowych, to jednak w dużej mierze wyłącza wpływ „ukrytych” czynników determinujących osiągnięcia uczniów. Metoda ta dostarcza znacznie bardziej wiarygodnych rezultatów niż typowa analiza regresji (czy tzw. edukacyjnej funkcji produkcji) i jest uznawana za najbardziej wiarygodną ilościową metodę oceny efektywności pracy szkół, o ile niedostępne są wyniki badań eksperymentalnych (por. [McCaffrey i in., 2004]).

Metodologia badania

Zaproponowana metoda badania opiera się na hierarchicznym modelu liniowym (inne stosowane nazwy to: model mieszany z efektami losowymi, wielopoziomowy z losową stałą lub współczynnikiem), gdzie dane indywidualne uczniów (poziom pierwszy) wykorzystano dla oszacowania efektów losowych szkół (poziom drugi) oraz gmin (poziom trzeci). Podejście to zapobiega błędem związanym z agregacją danych lub pominięciem powiązania obserwacji wewnątrz grup. Ważnym elementem metody zaproponowanej w niniejszej pracy jest wykorzystanie na poziomie indywidualnym danych o wynikach egzaminu kończącego szkołę podstawową, przez co model należy interpretować jako wyjaśniający nie tyle *poziom* wiedzy, co jej *przyrost* w trakcie trzyletniej nauki uczniów w gimnazjum. Tego rodzaju modele znane są w literaturze jako modele edukacyjnej wartości dodanej (ang. *educational value-added*), a ich zaletą jest możliwość, przynajmniej częściowego, wyłączenia wpływu czynników niezależnych od szkoły, także niemierzalnych, takich jak wrodzone zdolności (por.

[Raudenbush, Bryk, 2002], [Goldstein, 1999], [Jakubowski, 2006a, 2006c, 2007b]).

Zacznijmy od prostego modelu regresji liniowej opisującego wyniki uczniów za pomocą zmiennych na poziomie indywidualnym, szkoły i gminy, który można zapisać poniższym ogólnym równaniem:

$$y_i = \beta_0 + \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_k + \varepsilon_i \quad (1)$$

gdzie \mathbf{x}_i to wektor $1 \times k$ zmiennych objaśniających, a ε_i to błąd losowy.

Nieuwzględnienie przy szacowaniu równania (1) metodą najmniejszych kwadratów korelacji między indywidualnymi obserwacjami należącymi do jednej szkoły lub gminy powoduje, że oszacowane błędy standardowe będą zaniżone. Z drugiej strony, podejście wykorzystujące dane zagregowane do poziomu grup (w tym przypadku szkół lub gmin), pomijając zależności wewnątrz grup, może prowadzić do błędnych wniosków (tzw. *ecological fallacy*). Właściwych ocen dostarcza model wielopoziomowy, biorący pod uwagę pogrupowanie jednostek. W niniejszym badaniu za punkt wyjścia posłuży trypoziomowy model z losowymi stałymi, który można opisać za pomocą równania:

$$y_{isg} = \pi_0 + v_g + u_{sg} + \varepsilon_{isg} \quad (2)$$

gdzie y_{isg} to wynik i -tego ucznia w szkole s i gminie g , ε_{isg} to błąd losowy na poziomie ucznia, a v_g , u_{sg} to niezależne efekty losowe na poziomie gminy oraz szkoły. Zakładamy, że $\varepsilon_{isg} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $u_{sg} \sim N(0, \sigma_u^2)$, $v_g \sim N(0, \sigma_v^2)$. Model ten, znany też pod nazwą modelu mieszanego ANOVA, oznaczymy jako I. Jego oszacowanie jest o tyle przydatne, że pozwala „rozdzielić” wariację wyników między poziomami¹³.

Model trypoziomowy, wprowadzający jako efekty stałe zmienne na poziomie ucznia, szkoły oraz gminy oznaczymy jako II. Opisuje go równanie poniżej:

$$y_{isg} = \pi_0 + \mathbf{D}_{isg} \boldsymbol{\beta}_k + \eta w_g + v_g + u_{sg} + \varepsilon_{isg} \quad (3)$$

gdzie \mathbf{D}_{isg} to wektor $1 \times k$ (tutaj $k = 3$) zmiennych zero-jedynkowych określających płeć (0 = chłopiec, 1 = dziewczynka), dysleksję ucznia (1 = dyslektyk) oraz status placówki (0 = publiczna, 1 = niepubliczna), a zmienna w_g zawiera przeciętne wydatki na ucznia w gminie podczas trzech lat nauki (sposób jej konstrukcji opisano wcześniej). Model ten różni się od opisanych powyżej metod

¹³ Niespełnienie założeń o normalności rozkładów efektów losowych ma znaczenie przede wszystkim dla oszacowanych błędów standardowych, a w mniejszym stopniu dla ocen parametrów. W przypadku odpowiednio licznych prób, takich jak wykorzystana w niniejszym badaniu, odstępstwa od założeń są mniej „groźne”. Choć rozkład oszacowanych efektów losowych odbiega nieco od rozkładu normalnego, to korekta błędów standardowych celem uzyskania bardziej konserwatywnych ocen (tzw. *robust standard errors*), a także zastosowanie innych metod estymacji, polecanych jako bardziej odporne na niespełnienie założeń, np. uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (por. [Mass, Hox, 2004]), nie zmieniło uzyskanych wniosków.

zastosowanych we wcześniejszych badaniach analizujących wpływ wydatków na wyniki uczniów w Polsce tym, że bazuje na danych indywidualnych i choć wykorzystuje dość ubogi zestaw zmiennych, to unika agregacji danych do poziomu szkoły lub gminy.

Ważnym rozszerzeniem modelu II jest wprowadzenie jako zmiennej objaśniającej wyniku danego ucznia ze sprawdzianu, mierzącego poziom wiedzy „na wejściu” do gimnazjum. Metody wprowadzające do zestawu regresorów wynik ucznia „na wejściu” znane są jako modele edukacyjnej wartości dodanej (EWD), a w niniejszym badaniu stanowią podstawową, preferowaną metodę analizy. Najprostszy model EWD oznaczymy jako III, zapisując go poniższym równaniem:

$$y_{isg} = \pi_0 + \mathbf{D}_{isg}\beta_k + \pi_1 spr_{isg} + \pi_2 spr_{isg}^2 + \eta w_g + v_g + u_{sg} + \varepsilon_{isg} \quad (4)$$

gdzie spr_{isg} oznacza nieprzekształcony wynik sprawdzianu i -tego ucznia. Kwadrat sprawdzianu odzwierciedla nieliniową relację między wynikami egzaminów (por. [Jakubowski, 2006a]). Do równania wprowadzono także zero-jedynkową zmienną określającą czy uczeń był dyslektykiem podczas pisania sprawdzianu (tak więc tu $k = 4$)¹⁴.

Dalszą modyfikacją modelu III jest wprowadzenie losowości współczynnika określającego relację między wynikami sprawdzianu i egzaminu gimnazjalnego, a więc „nachylenia” zmiennej spr . Model tego rodzaju oznaczymy jako IV, a przy jego szacowaniu założono niezerową kowariancję międzylosową stałą oraz nachyleniem. W praktyce oznacza to, że dopuszczamy możliwość np. negatywnej korelacji, a więc tego, że szkoły z wyższymi wynikami uczniów cechuje także słabsza (bardziej płaska) relacja między wynikami na wejściu i wyjściu, a więc cechuje je też wyższa zdolność do wyrównywania wyników uczniów.

Przy szacowaniu modeli z losowymi współczynnikami celowe jest „wycentrowanie” zmiennej objaśniającej tak, aby uzyskane oceny parametrów mogły być interpretowane w interesujący z praktycznego punktu widzenia sposób. W naszym przypadku oryginalna zmienna spr zawierająca wyniki sprawdzianu ma wartość minimalną 0, przez co oszacowane efekty nie mają bezpośredniej interpretacji. Stąd model IV oszacowano w dwóch wariantach: (A) gdzie zmienna spr została przekształcona tak, aby wartość 0 odpowiadała średniej w populacji (tzw. *grand mean centering*), (B) gdzie zmienna spr została przekształcona tak, aby wartość 0 odpowiadała dolnemu kwintylowi wyników na wejściu uczniów danej gminy (tzw. *group centering*). O ile model IVA jest przy pewnych założeniach ekwiwalentny modelowi bez przekształceń zmien-

¹⁴ Wcześniejsze badania potwierdzają, że dyslektycy uzyskują inne wyniki zarówno na sprawdzianie, jak i podczas egzaminu gimnazjalnego, co może wpływać na EWD szkoły, bowiem uczniowie z dysleksją nie są losowo rozmieszczeni między placówkami (por. [Jakubowski, 2006a]). Dyslektycy są nieco inaczej oceniani i korzystają z dodatkowego czasu podczas egzaminu, przez co nierzadkie są przypadki szkół, gdzie od czasu wprowadzenia egzaminów zewnętrznych liczba uczniów z dysleksją dynamicznie wzrosła przekraczając 50%.

nej objaśniającej, to już model IVB nie jest [de Leeuw, 2005]. Model IVB ma inną ciekawą interpretację, mierząc wpływ interesujących nas czynników na sytuację uczniów o relatywnie niskim poziomie wiedzy na wejściu do gimnazjum (w stosunku do poziomu wiedzy uczniów danej gminy). Model IV można zapisać jako:

$$y_{isg} = \pi_0 + \mathbf{D}_{isg}\beta_k + (\mu + s)spr_{isg}^* + \pi_2 spr_{isg}^{*2} + \eta w_g + v_g + u_{sg} + \varepsilon_{isg} \quad (5)$$

gdzie spr_{isg}^* to wynik sprawdzianu przekształcony w sposób opisany powyżej (różnie w zależności od wersji modelu: A lub B), μ to „stałe”, przeciętne nachylenie wyników sprawdzianu, a s to losowy czynnik różnicujący nachylenie między szkołami i gminami.

Ostatni model, oznaczony jako V, wprowadza międzypoziomowe efekty interakcji objaśniające czynnikami na poziomie gminy oraz szkoły różnice w przeciętnych wynikach oraz we współczynniku nachylenia wyników sprawdzianu. Tym razem model ten zapiszemy za pomocą szeregu równań, uwidaczniając strukturę i efekty interakcji:

$$\text{poziom indywidualny: } y_{isg} = \pi_0 + \mathbf{D}_{isg}\beta_k + \pi_1 spr_{isg}^* + \pi_2 spr_{isg}^{*2} + \varepsilon_{isg} \quad (6)$$

$$\text{poziom szkoły: } \pi_0 = \gamma_{00} + \gamma_{01} s\bar{p}r_{sg} + u_{0sg} \quad (7a)$$

$$\pi_1 = \gamma_{10} + \gamma_{11} s\bar{p}r_{sg} + u_{1sg} \quad (7b)$$

$$\text{poziom gminy: } \gamma_{00} = \eta_{00} + \eta_{01} w_g + v_{0g} \quad (8a)$$

$$\gamma_{10} = \eta_{10} + \eta_{11} w_g \quad (8b)$$

gdzie na poziomie indywidualnym y_{isg} , \mathbf{D}_{isg} , spr_{isg}^* oraz ε_{isg} zdefiniowano jak powyżej. Równania na poziomie szkoły objaśniają przeciętny wynik egzaminu gimnazjalnego (7a) oraz nachylenie indywidualnych wyników sprawdzianu (7b) za pomocą średniego wyniku sprawdzianu w danej szkole $s\bar{p}r_{sg}$. Wiele dotychczasowych badań potwierdziło tego rodzaju wpływ odzwierciedlający tzw. *peer effects* (dosłownie: wpływ kolegów) lub inne czynniki związane z tzw. atmosferą lub składem społecznym szkoły (por. [Goldstein i in., 2000]). Równania (8a) oraz (8b) w podobny sposób objaśniają poziom wyników oraz nachylenie wyników sprawdzianu przeciętnym wydatkiem na ucznia gimnazjum w danej gminie: w_g . Przez u_{0sg} , u_{1sg} , v_{0g} oznaczono efekty losowe na poziomie szkoły i gminy.

Model ten można zapisać w postaci jednorównaniowej jako:

$$y_{isg} = \left[\begin{array}{l} \eta_{00} + \eta_{01} w_g + \gamma_{01} s\bar{p}r_{sg} + \mathbf{x}_{isg}\beta_k + \eta_{10} spr_{isg}^* \\ + \pi_2 spr_{isg}^{*2} + \eta_{11} w_g spr_{isg}^* + \gamma_{11} s\bar{p}r_{sg} spr_{isg}^* \end{array} \right] + \left[u_{1sg} spr_{isg}^* + u_{0sg} + v_{0g} + \varepsilon_{isg} \right] \quad (9)$$

gdzie nawiasami kwadratowymi oddzielono część stałą oraz losową równania. Po zastąpieniu zbędnych wyrazów i uporządkowaniu równanie można zapisać jako:

$$y_{isg} = \eta_{00} + \eta_{01}w_g + \gamma_{01}s\bar{p}r_{sg} + \mathbf{x}_{isg}\beta_k + (\eta_{10} + \eta_{11}w_g + \gamma_{11}s\bar{p}r_{sg} + u_{1sg}) \left(spr_{isg}^* + \pi_2 spr_{isg}^{*2} + u_{0sg} + v_{0g} + \varepsilon_{isg} \right) \quad (10)$$

gdzie η_{01} to parametr określający bezpośredni wpływ nakładów na wyniki uczniów, η_{10} to przeciętne nachylenie wyników sprawdzianu, u_{1sg} czynnik losowy różnicujący nachylenie między szkołami, a η_{11} oraz γ_{11} efekty interakcji objaśniające różnice w nachyleniu sprawdzianu między gminami i szkołami przez odpowiednio: nakłady i średni wynik na wejściu. Zakładamy, że $\varepsilon_{isg} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $u_{0sg} \sim N(0, \sigma_{u0}^2)$, $u_{1sg} \sim N(0, \sigma_{u1}^2)$, $v_{0g} \sim N(0, \sigma_v^2)$ oraz $cov(u_{0sg}, u_{1sg}) \neq 0$.

Interesujący nas przede wszystkim parametr to η_{01} określający, czy wydatki wpływają na przyrost wiedzy uczniów w gimnazjum (zakładając poprawność modelu, a przede wszystkim to, że wcześniejsze nakłady, wiedzę i inne „ukryte” cechy w pełni odzwierciedlają wyniki sprawdzianu i efekty losowe). Ciekawa jest także ocena parametru η_{11} określającego wpływ nakładów gmin na relację między wynikami na wejściu i na wyjściu z gimnazjum. Negatywna ocena tego parametru oznacza, że zwiększanie nakładów przez gminy „spłaszcza” relację między wynikami na wejściu i wyjściu, a więc, że dzięki dodatkowym środkom nauka w gimnazjum ma efekt „wyrównujący”, zmniejszający nierówności w poziomie wiedzy powodowane pochodzeniem i początkowym poziomem wiedzy uczniów. O ile oceny obu parametrów byłyby pozytywne to oznaczałoby to, że zwiększanie nakładów nie tylko podnosi wyniki uczniów, ale i zwiększa zróżnicowanie osiągnięć. Model V oszacowano w wersji VA oraz VB, podobnie jak w przypadku modelu IV, a więc pełna interpretacja zależy od definicji zmiennej spr_{isg}^* .

Przy estymacji modeli z efektami mieszanymi przyjęto typowe założenia o normalnym rozkładzie i niezależności efektów losowych zdefiniowanych na różnych poziomach analizy, a także niezerowej korelacji między losową stałą i nachyleniem. Równanie oszacowano metodą największej wiarygodności za pomocą procedury xtmixed w programie Stata (por. [Rabe-Hesketh, Skrondal, 2005]).

Ze względu na istotne różnice w finansowaniu i organizacji oświaty, oraz środowisku społecznym, wszystkie modele oszacowano dla całej populacji uczniów oraz osobno dla typów gmin wg klasyfikacji GUS: wiejskich, miejskich (wraz z miastami-powiatami), miejsko-wiejskich. Ponadto wybrane modele zostały oszacowane z dodatkową zmienną kontrolną mierzącą wielkość gminy: logarytmem naturalnym liczby uczniów w gminie. Zmienna ta dobrze opisuje relację między wynikami a wielkością gmin (miejscowości), dając możliwość częściowego wyłączenia wpływu czynników powiązanych z wielkością miejscowości a nieuwzględnionych w analizie.

Modele oszacowano osobno dla 2005 oraz 2006 roku, a także oddzielnie dla łącznych wyników egzaminu gimnazjalnego oraz dla wyników w obydwu jego częściach. Za wyjątkiem modelu V zaprezentowano jedynie wyniki dla

sumy punktów z egzaminu, bowiem wyniki dla poszczególnych części były podobne. Ponadto podano jedynie rezultaty, gdzie kluczową zmienną objaśniającą są przeciętne nakłady na gimnazja w ostatnich 3 latach nauki ucznia, choć oszacowano także modele, gdzie wykorzystano nakłady jedynie z ostatniego roku. Te oszacowania dały podobne rezultaty, ale moc wyjaśniająca modeli była nieco niższa, prawdopodobnie ze względu na większą wariancję w nakładach powodowaną jednorocznymi wydatkami inwestycyjnymi. Szczegółowe rezultaty, o ile nie zostały zaprezentowane w niniejszej pracy, są dostępne dla zainteresowanych u autora.

Opis wyników

Dla porównania metod zastosowanych we wcześniejszych badaniach z zaproponowanymi w niniejszej pracy oszacowano proste modele regresji liniowej na danych indywidualnych oraz zagregowanych do średnich dla gminy. Wyniki przedstawiono w tabelicy 3. Kolumny (1) i (4) zawierają oszacowania bez, a kolumny (2) i (5) z korektą błędów standardowych ze względu na wewnętrzne podobieństwo uczniów w gminach¹⁵. Oceny parametrów są takie same, sugerując negatywną zależność między nakładami a wynikami uczniów, jednak korekta błędów standardowych powoduje, że dla 2006 roku efekt ten jest nieistotny statystycznie, a dla roku 2005 istotny na poziomie 10%. Kolumny (3) i (6) zawierają wyniki regresji ze skorygowanymi błędami standardowymi oraz dodatkową zmienną kontrolną: logarytmem naturalnym liczby uczniów w gminie. Jak widać wyłączenie wpływu wielkości gminy powoduje zmianę znaku wpływu nakładów na wyniki na pozytywny, jednak efekt ten jest w obu latach na granicy istotności statystycznej. Liczba uczniów w gminie jest silnie skorelowana zarówno z nakładami, jak i wynikami uczniów, co odzwierciedla przede wszystkim różnice w wynikach i nakładach między typami gmin¹⁶.

Kolumny (7)-(10) zawierają wyniki regresji na danych uśrednionych do poziomu gminy, przy czym w kolumnach (7) i (9) wydatki na ucznia były jedynym regresorem, a w kolumnach (8) i (10) dołączono do zestawu zmiennych wyjaśniających przeciętny wynik sprawdzianu uczniów określonej kohorty. Uzyskane oceny wpływu nakładów na wyniki są negatywne, ale nieistotne statystycznie, przy czym włączenie wyników sprawdzianu, jako zmiennej kontrolującej poziom wiedzy uczniów w gminie przed nauką w gimnazjum, nie zmienia znaku, choć znacząco podnosi moc wyjaśniającą modelu. Podsumowując, te wstępne rezultaty sugerują negatywną zależność między nakładami a wynikami uczniów dla całej populacji, o której można przypuszczać, że jest zależnością pozorną, powodowaną różnicami między typami gmin i miejscowościami róż-

¹⁵ Skorygowane błędy standardowe uzyskano w procedurze `-regression-` z opcją `-cluster()` w programie Stata (por. [Rogers, 1993]).

¹⁶ Oszacowano też osobne regresje dla gmin wiejskich, miejskich i miejsko-wiejskich. Dla gmin wiejskich relacja między nakładami a wynikami była nieistotna statystycznie, dla miejskich pozytywna, a dla miejsko-wiejskich negatywna.

nej wielkości. Trzeba przy tym podkreślić bardzo niskie wartości R^2 , a więc ogólnie nikłą zależność między nakładami a wynikami.

Tablica 4 przedstawia wyniki oszacowań modeli wielopoziomowych I i II osobno dla 2005 i 2006 roku. Wyniki te są jakościowo zgodne z rezultatami uzyskanymi przez zwykłą regresję. Model I (ANOVA z efektami mieszanymi) dostarcza przy tym oszacowań wariancji wyników na poziomie gmin, szkół oraz uczniów. W tablicy nie podano błędów standardowych ani przedziałów ufności dla ocen wariancji, jednak we wszystkich przypadkach są one znacząco różne od zera, a więc różnice między gminami oraz szkołami nie są pomijalne. Wprowadzenie zmiennych objaśniających na poziomie ucznia oraz gminy w modelu II znacznie podnosi moc wyjaśniającą, ze szczególnie silnym efektem logarytmu liczby uczniów w gminie (kolumny (2) oraz (3)). Kolumny (4)-(6) powtarzają oszacowania z kolumny (3) osobno dla każdego typu gminy.

We wszystkich modelach efekt wpływu wydatków gmin na wyniki uczniów pozostaje nieistotny statystycznie. Widać jednak, że nieuwzględnienie różnic między typami gmin powoduje, że ocena wpływu wydatków jest negatywna, na granicy istotności. Wprowadzenie jako zmiennej kontrolnej logarytmu liczby uczniów w gminie (silnie istotnej) powoduje zmianę znaku, a odrębne regresje dla typów gmin dają pozytywne bądź bliskie zeru oceny. Co ciekawe, logarytm liczby uczniów ma także istotny wpływ wewnątrz GUS-owskich kategorii gmin uwidaczniając ich heterogeniczność.

Tablica 5 prezentuje oszacowania modelu III, który można określić modelem edukacyjnej wartości dodanej, bowiem do zestawu regresorów włączono wyniki sprawdzianu danego ucznia mierzące poziom jego wiedzy przed nauką w gimnazjum. Jak widać zmienna ta, łącznie z jej kwadratem wprowadzonym dla uwzględnienia nieliniowej relacji między wynikami egzaminów, jest bardzo silnie skorelowana z wynikami egzaminu gimnazjalnego, a ponadto zmienia oceny wpływu innych zmiennych w modelu. Włączenie do analizy wyników sprawdzianu znacznie zmniejsza wariancję na wszystkich poziomach, wyraźnie podnosząc moc wyjaśniającą modelu.

Model III można interpretować jako objaśniający *przyrost* wiedzy ucznia w gimnazjum, a nie jej *poziom*. Zrozumiałe jest więc, że w tym przypadku oceny wszystkich parametrów mogą się różnić od uzyskanych dla modelu II. W kolumnach (1) i (5) tablicy 5 przedstawiono wyniki dla pełnej próby z roku 2005 oraz 2006, a w kolumnach (2)-(4) oraz (6)-(8) dla odrębnych prób szkół z gmin wiejskich, miejskich oraz miejsko-wiejskich. Wszystkie oceny wpływu wydatków na wyniki uczniów są statystycznie nieistotne, a także negatywne za wyjątkiem gmin wiejskich w 2005 roku. Warto przy tym zauważyć, że wpływ liczby uczniów w gminie jest tu znacznie słabszy, najczęściej nieistotny statystycznie, co pokazuje, że uwzględnienie wyników sprawdzianu wyłącza w dużej mierze wpływ nieuwzględnionych w modelu zmiennych powiązanych ze środowiskiem społeczno-ekonomicznym szkół i gmin. Inaczej mówiąc, pokazuje to, że metoda wartości dodanej umożliwia wyłączenie wpływu zmiennych powiązanych z *poziomem* wyników egzaminacyjnych i nakładami, a przez to daje znacznie bardziej wiarygodną ocenę bezpośredniego wpływu nakładów na

wyniki, w tym przypadku sugerując brak takiego wpływu. Mając to na uwadze, logarytm liczby uczniów w gminie pominięto w dalszych analizach, bowiem jego uwzględnienie nie miało wpływu na oceny kluczowych parametrów.

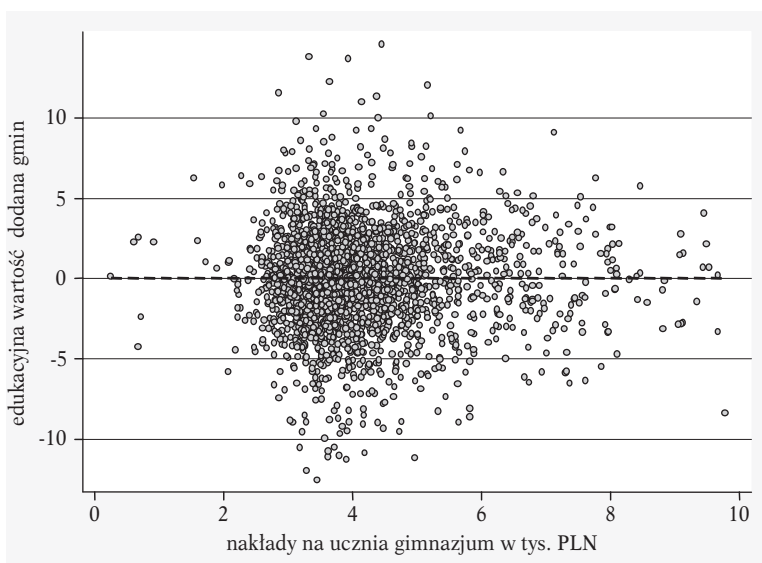
Kolejne modele, dla których rezultaty przedstawiono w tablicy 6, wprowadzają losowy czynnik różnicujący nachylenie relacji między wynikami sprawdzianu i egzaminu gimnazjalnego. Wariancja nachylenia między szkołami σ_{ui}^2 jest w każdym modelu istotnie różna od 0, a sam model lepiej opisuje dane niż model III z tymi samymi predyktorami. Ponownie jednak zarówno w modelu IV, jak i V, a także niezależnie od sposobu „wycelowania” zmiennej z wynikami sprawdzianu (modele A lub B), uzyskane oszacowania sugerują brak statystycznie istotnego wpływu wydatków na uzyskiwane przez uczniów wyniki. Wprowadzenie efektów interakcji nie zwiększa znacząco mocy wyjaśniającej, efekty te są nieistotne, jedynie włączenie do analizy średniego wyniku sprawdzianu uczniów danego gimnazjum ma silny, istotny statystycznie i zgodny z oczekiwaniami pozytywny wpływ, jednak nie zmienia ocen interesujących nas parametrów.

Brak związku między nachyleniem wyników sprawdzianu względem wyników egzaminu gimnazjalnego a wydatkami daje podstawę do wnioskowania, że wydatki nie tylko nie mają wpływu na przeciętny poziom wyników uczniów w danej gminie, ale i nie zmieniają relacji między wiedzą uczniów na wejściu i pod koniec gimnazjum. Inaczej mówiąc, nie mają też efektu wyrównującego poziom wiedzy uczniów. W tym miejscu warto jednak podkreślić, że modelowanie tego typu zależności przy braku standaryzacji wyników egzaminów jest trudne, podatne na niedoskonałości pomiaru wiedzy podczas egzaminów zewnętrznych. Kluczowym problemem jest tu skromna skala pomiaru oraz brak standaryzacji. Wyniki w populacji nie mają rozkładów normalnych a zależności między nimi są nieliniowe, przy czym trudno określić, czy jest to spowodowane różnicami w tempie zdobywania wiedzy między uczniami o odmiennym poziomie wiedzy na wejściu czy powiązaniem efektywności szkół z poziomem wiedzy uczniów do nich uczęszczających, czy też po prostu efektem braku standaryzacji wyników egzaminów (por. [Jakubowski, 2006a]). Trzeba podkreślić, że uwzględnienie w równaniu kwadratu wyników sprawdzianu zwiększa dopasowanie modelu, jednak eliminuje też wariancję powodowaną interesującymi nas czynnikami wpływającymi na końcowe wyniki uczniów, a powiązanymi z poziomem uczniów na wejściu (wynikiem sprawdzianu). Dla przykładu, o ile to gminy o wyższych wynikach sprawdzianu wydają więcej na gimnazja uzyskując dzięki temu wyższy przyrost wiedzy u swoich uczniów, to stwierdzenie tego w oparciu o powyższy model jest problematyczne, bowiem z góry założyliśmy nieliniową, rosnącą zależność, uwzględniając wyraz kwadratowy wyników sprawdzianu, a więc wyjaśniając większość interesującej nas wariancji.

Niestety, analizowane tu dane nie dają możliwości rozróżnienia źródeł nieliniowej zależności między wynikami egzaminów. W tablicy 7 zaprezentowano jednak wyniki dla części humanistycznej, gdzie zależność między sprawdzianem a wynikiem egzaminu gimnazjalnego jest niemal liniowa. Z tego względu w równaniu nie było potrzeby uwzględnienia kwadratu sprawdzianu. W tablicy przedstawiono oceny parametrów jedynie dla kluczowych zmiennych, pozostawiając do dyskusji pozostałe.

stałe efekty były niemal identyczne jak w tabelicy 6, przedstawiono też jedynie modele VA i VB dla 2005 roku (kolumny 1-2), a dla modelu VA także osobne wyniki dla typów gmin (kolumny 3-5). Jediną zauważalną różnicą jest istotny statystycznie, negatywny efekt interakcji między średnim wynikiem sprawdzianu a nachyleniem sprawdzianu sugerujący, że szkoły z wyższym potencjałem uczniów „na wejściu” charakteryzuje też mniejsze zróżnicowanie wyników „na wyjściu”. Efekt ten nie stanowi jednak przedmiotu zainteresowania niniejszego badania i wymagałby dalszych analiz. Wpływ wydatków ponownie okazał się bliski zeru, a efekt interakcji między nakładami a nachyleniem sprawdzianu był nieistotny statystycznie. Można więc przypuszczać, że niedoskonałość pomiaru egzaminacyjnego nie jest czynnikiem uniemożliwiającym „odkrycie” wpływu wydatków na wyniki. Wyniki te potwierdzają raczej, że wpływ taki jest pomijalny, przynajmniej z praktycznego punktu widzenia.

Wykres 2. Edukacyjna wartość dodana gmin a nakłady na ucznia gimnazjum



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS BDR i CKE

Brak systematycznej zależności między ogólnymi wydatkami a *przyrostem* wiedzy mierzonym wynikami egzaminacyjnymi uwidacznia wykres 2 przedstawiony poniżej, gdzie na osi poziomej oznaczono wydatki gmin na ucznia, a na osi pionowej efekty losowe gmin (tzw. *empirical Bayes predictions*), stanowiące miarę ich edukacyjnej wartości dodanej¹⁷. Na wykresie umieszczono

¹⁷ EWD gmin oszacowano dla 2005 roku przez model wielopoziomowy bliski modelowi III, ale ze średnim wynikiem sprawdzianu jako predyktorem, bez wydatków gminy na ucznia. Dla

także prostą opisującą tę zależność. Prosta ta jest niemal pozioma, a wyglądający na losowy rozrzut EWD gmin względem wydatków dobitnie potwierdza stwierdzony powyżej brak systematycznego wpływu nakładów finansowych na przyrost wiedzy uczniów.

Podsumowanie

Uzyskane wyniki sugerują brak związku między ogólnymi wydatkami gmin na ucznia gimnazjum a przyrostem wiedzy mierzonym wynikami uzyskanymi podczas egzaminów zewnętrznych: sprawdzianu szóstoklasistów oraz egzaminu gimnazjalnego. Zastosowane metody pokazują, że stwierdzona w niektórych badaniach negatywna zależność między nakładami a *poziomem* wyników miała charakter pozorny. Co więcej, otrzymane rezultaty sugerują też brak zależności między *przyrostem* wiedzy uczniów w gimnazjum a wydatkami gmin. Oszacowane błędy standardowe są na tyle niskie, żeby stwierdzić brak jakichkolwiek istotnych z praktycznego punktu widzenia efektów. Zastosowane modele wielopoziomowe gwarantują przy tym, że błędy standardowe oszacowane zostały w prawidłowy sposób.

W badaniu wykorzystano metodę edukacyjnej wartości dodanej (modele III-V), znacznie zwiększającą wiarygodność rezultatów w porównaniu z wcześniej stosowanymi prostymi metodami analizy danych przekrojowych, nieuwzględniającymi zróżnicowania wiedzy uczniów związanego z pochodzeniem i wcześniejszą nauką. Nie oznacza to jednak, że metoda ta w sposób bezdyskusyjny pozwala określić relację przyczynowo-skutkową między nakładami a wynikami. Nie jest to metoda eksperymentalna i opiera się na założeniu, że wyniki sprawdzianu w pełni odzwierciedlają wcześniejsze nakłady, a także nieuwzględnione w modelu cechy ukryte (nie dostępne lub niemierzalne) wpływające na poziom wiedzy uczniów. Można wątpić, czy tak prosty egzamin, jakim jest sprawdzian szóstoklasistów, w pełni odzwierciedla wszystkie te czynniki, jednak wcześniejsze badania pokazują, że wprowadzenie dodatkowych zmiennych do analizy (np. wykształcenia rodziców ucznia, czy dochodów gospodarstwa domowego) nie wpływa znacząco na rezultaty (por. [Jakubowski, 2006c, 2007a]). Uzyskane oceny są także odporne na zmiany w specyfikacji czy dobór próby. Podnosi to wiarygodność rezultatów i choć nie rozwiązuje wszystkich wątpliwości metodologicznych, to daje podstawę, aby stwierdzić, że ogólne wydatki gmin nie są związane z jakością nauczania.

Należy jednak podkreślić, że brak zależności między wydatkami a wiedzą uczniów nie oznacza, że nakłady finansowe nie mogą przełożyć się na wzrost jakości nauczania, czy też że wydatki wszystkich gmin są nieefektywne. Uzyskane rezultaty pokazują jedynie, że *przeciętnie* ogólne nakłady na ucznia gimnazjum nie mają wpływu na przyrost jego wiedzy. Powstaje zatem pytanie, jakie rozwiązania systemowe powodują brak efektywności, a owocnym

przejrzystości na wykresie pominięto kilka gmin wydających więcej niż 10 tys. na ucznia, co oczywiście nie zmienia wyników.

kierunkiem badań wydaje się poszukiwanie przykładów praktyk, szkół, może nawet gmin, wydatnie podnoszących jakość nauczania. Pojedyncze przykłady szkół publicznych i niepublicznych w Polsce, a także nowatorskich programów w innych krajach pokazują, że choć w większości systemów szkolnictwa publicznego trudno o proste przełożenie między nakładami a wynikami uczniów, to podnoszenie jakości nauczania w oparciu o odpowiednie wykorzystanie nakładów finansowych jest możliwe (por. dyskusja w: [Krueger, 2003], [Hanushek, 2003]). Należy mieć nadzieję, że w najbliższych latach powstaną w Polsce badania pokazujące jakiego rodzaju inwestycje gmin podnoszą wyniki uczniów. Jak dotąd jednak tego rodzaju prace, szczególnie opierające się o dane ilościowe i satysfakcjonujące pod względem metodologicznym, są rzadkością.

Wyniki niniejszego badania pokazują więc nie tyle niemożność efektywnego wykorzystania nakładów finansowych w oświacie, co raczej udowadniają, że w przypadku szkolnictwa gimnazjalnego w Polsce nakłady te są obecnie w większości gmin marnotrawione. Inaczej mówiąc, wyniki te wskazują na potrzebę zmian w systemie oświaty sprzyjających bardziej efektywnemu wykorzystaniu dostępnych zasobów, bez których podnoszenie wydatków publicznych nie przyniesie oczekiwanego wzrostu jakości nauczania. Odpowiadając na pytanie, czy warto zwiększać wydatki na gimnazja, można odpowiedzieć: tak, na pewno warto, ale dopiero po zaproponowaniu nowych rozwiązań gwarantujących ich bardziej efektywne wykorzystanie. Bez przemyślenia i modyfikacji obecnego systemu trudno oczekiwać, że zwiększone nakłady przełożą się na wyższe osiągnięcia uczniów.

Bibliografia

- Goldstein H., Huiqi P., Rath T., Hill N., [2000], *The use of value added information in judging school performance*, Perspectives on Education Policy, Institute of Education, London.
- Goldstein H., [1999], *Multilevel Statistical Models* (poprawione wydanie II dostępne na: www.ats.ucla.edu/stat/examples/msm_goldstein/goldstein.pdf).
- GUS, [2006], *Oświata i wychowanie w roku szkolnym 2005/2006*. Główny Urząd Statystyczny.
- Hanushek E.A., [2003], *The Failure of Input-based Schooling Policies*, „Economic Journal” 113, s. F64-F98.
- Hanushek E.A., [2006], *School Resources*, [w:] *Handbook of the Economics of Education*, (red.) E.A. Hanushek, F. Welch, Elsevier, Amsterdam.
- Herczyński J., Herbst M., [2002], *Pierwsza odłona*, Fundacja Klub Obywatelski.
- Jakubowski M., [2006a], *Empiryczna analiza metod szacowania edukacyjnej wartości dodanej dla gimnazjów*, Biuletyn Badawczy „Egzamin” 8/2006, Centralna Komisja Egzaminacyjna (przedruk w numerze 14/2007 dostępnym pod adresem www.cke.edu.pl).
- Jakubowski M., [2006b], *Decentralizacja oświaty w Polsce – szanse i zagrożenia*, [w:] *Nowe dylematy polityki społecznej*, (red.) M. Boni, S. Golinowska, Raporty CASE, Nr 65, CASE – Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych.
- Jakubowski M., [2006c], *Developing value-added models of school assessment in Poland*, Raport w ramach projektu OECD *Development of value-added models in education systems*, Centralna Komisja Egzaminacyjna (dostępne pod adresem: www.wne.uw.edu.pl/mjakubowski).

- Jakubowski M., [2007a], *Wpływ czynników ekonomicznych na wyniki egzaminów zewnętrznych*. Biuletyn Badawczy „Egzamin” 11/2007, Centralna Komisja Egzaminacyjna (dostępne na www.cke.edu.pl).
- Jakubowski M., [2007b], *Volatility of value added estimates of school effectiveness. A comparative study of Poland and Slovenia*, przekazane do publikacji (wersja robocza dostępna pod adresem: www.wne.uw.edu.pl/mjakubowski).
- Jakubowski M., Kozińska-Bałdyga A., [2005], *Małe szkoły – polska odpowiedź na wybrane problemy wiejskiej oświaty*, „Wieś i Rolnictwo” 3, Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa PAN.
- Jakubowski M., Sakowski P., [2006], *Quasi-experimental estimates of class size effect in primary schools in Poland*, „International Journal of Educational Research”, Vol. 45, Issue 3, s. 202-215 (wersja robocza dostępna na www.wne.uw.edu.pl/mjakubowski).
- Krueger A., [2003], *Economic Considerations and Class Size*, „Economic Journal” 113, s. F34-F63.
- Leeuw J. de, [2005], *Centering in Multilevel Models*, [w:] *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science*, (red.) B. Everitt, D. Howell, Wiley & Sons.
- Maas C., Hox J., [2004], *Robustness issues in multilevel regression analysis*, „Statistica Neerlandica, Netherlands Society for Statistics and Operations Research”, Vol. 58(2), s. 127-137.
- McCaffrey D.F., Koretz D., Lockwood J.R., Hamilton L.S., [2004], *Evaluating Value-Added Models for Teacher Accountability*, RAND Corporation monographs MG158 (dostępne pod adresem: www.rand.org/pubs/monographs/MG158/).
- Rabe-Hesketh S., Skrondal A., [2005], *Multilevel and Longitudinal Modeling using Stata*, College Station, TX, Stata Press.
- Raudenbush S.W., Bryk A., [2002], *Hierarchical Linear Models*, wyd. II, Sage Publications.
- Rogers W.H., [1993], *Regression standard errors in clustered samples*, „Stata Technical Bulletin” 13, s. 19-23 (www.stata.com/support/faqs/stat/stb13_rogers.pdf).
- Swianiewicz P., Herbst M., Marchlewski W., [2005], *Finansowanie i realizowanie zadań oświatowych na obszarach wiejskich*, raport wykonany na zlecenie Związku Gmin Wiejskich RP.
- Śleszyński P., [2004], *Ekonomiczne uwarunkowania wyników sprawdzianu szóstoklasistów i egzaminu gimnazjalnego przeprowadzonych w latach 2002-2004*, raport dla Ministerstwa Edukacji Narodowej i Sportu.

Załącznik

Tablica 1

Statystyki opisowe zmiennych wykorzystanych w analizie

	Przeciętne wydatki na ucznia gminy z 3 lat w tys. zł	Łączny wynik egzaminu gimnazjalnego	Wynik sprawdzianu	Płeć	Dysleksja szk. podst.	Dysleksja gimnazjum	Placówka niepubliczna	Liczba uczniów w gminie
2005 rok, N = 449737								
Średnia	4.00	58.44	30.06	0.50	0.06	0.08	0.01	820.44
SD	1.08	16.88	6.25	0.50	0.24	0.27	0.11	1247.72
Min	0.60	5	10	0	0	0	0	11
Max	17.35	100	40	1	1	1	1	5790
2006 rok, N = 447928								
Średnia	4.18	56.07	29.15	0.50	0.07	0.10	0.01	804.25
SD	1.18	16.61	6.25	0.50	0.25	0.30	0.12	1225.06
Min	0.17	0	10	0	0	0	0	10
Max	24.00	100	40	1	1	1	1	5631

Tablica 2

Wydatki gmin na ucznia gimnazjum 2001-2005

	2001	2002	2003	2004	2005
ceny nominalne	3011.9 (1871.2)	3724.6 (1797.2)	3911.5 (1525.9)	4207.1 (1885.0)	4436.8 (1775.1)
ceny stałe 2005 ^a	3273.8 (2033.9)	3970.8 (1916.0)	4139.2 (1614.7)	4297.4 (1925.4)	4436.8 (1775.1)
N	2461	2462	2468	2472	2470

^a Ceny stałe obliczono wykorzystując roczny wskaźnik Eurostat HICP (Harmonized Indices of Consumer Prices).

Źródło: opracowanie własne danych z Banku Danych Regionalnych GUS. Średnie oraz odchylenie standardowe (w nawiasie) dla populacji gmin prowadzących gimnazja (razem z niepublicznymi). Dla 1995-2000 brak w BDR wydatków na gimnazja

Tablica 3

Regresja na danych indywidualnych i zagregowanych do poziomu gminy

Zmienna zależna: wynik egzaminu gimnazjalnego	Dane indywidualne						Średnie dla gmin			
	2005			2006			2005		2006	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Wydatki na ucznia średnia z 3 lat (tys. PLN)	-0.198 (0.02)**	-0.198 (0.08)*	0.140 (0.06)*	-0.070 (0.02)**	-0.070 (0.07)	0.114 (0.06)	-0.095 (0.06)	-0.069 (0.05)	-0.080 (0.05)	-0.066 (0.04)
Płeć	2.151 (0.05)**	2.151 (0.09)**	2.096 (0.09)**	3.187 (0.05)**	3.187 (0.09)**	3.148 (0.09)**				
Dysleksja	1.198 (0.09)**	1.198 (0.19)**	0.465 (0.21)*	2.005 (0.08)**	2.005 (0.18)**	1.341 (0.21)**				
Niepubliczne	12.590 (0.24)**	12.590 (0.77)**	10.957 (0.68)**	11.237 (0.22)**	11.237 (0.71)**	9.474 (0.68)**				
Ln (liczba uczniów w gminie)			1.741 (0.10)**			1.809 (0.10)**				
Sprawdzian							1.426 (0.04)**			1.419 (0.04)**
Stała	57.910 (0.10)**	57.910 (0.35)**	46.483 (0.63)**	54.404 (0.09)**	54.404 (0.34)**	43.192 (0.62)**	57.080 (0.27)**	14.947 (1.32)**	54.503 (0.24)**	14.221 (1.21)**
<i>N</i>	449737	449737	449737	447928	447928	447928	2455	2455	2452	2452
<i>R</i> ²	0.01	0.01	0.03	0.02	0.02	0.03	0.00	0.30	0.00	0.32

Tablica 4

Oszacowania modeli wielopoziomowych I i II

Zmienna zależna: wynik egzaminu gimnazjalnego	Model I	Model II				
		cała próba	wiejskie	miejskie	miejsko- wiejskie	
ROK 2005						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Wydatki na ucznia średnia z 3 lat (tys. PLN)		-0.202 (0.11)	0.015 (0.10)	0.084 (0.11)	-0.020 (0.40)	0.037 (0.18)
Płeć		1.922 (0.05)***	1.921 (0.05)***	3.331 (0.09)***	0.622 (0.07)***	2.264 (0.10)***
Dysleksja		-0.154 (0.09)	-0.169 (0.09)	0.690 (0.19)***	-0.868 (0.12)***	0.313 (0.19)
Niepubliczne		11.248 (0.43)***	10.596 (0.43)***	3.838 (1.28)**	12.039 (0.60)***	5.205 (1.02)***
Ln (liczba uczniów)			1.449 (0.08)***	0.510 (0.20)**	1.114 (0.20)***	1.792 (0.24)***
Stała	57.314	56.921	48.641	51.943	52.475	45.759
σ_v^2	5.33	4.57	2.94	5.02	2.19	1.99
σ_u^2	26.26	23.10	22.92	11.22	40.77	15.61
σ_ε^2	256.72	255.70	255.70	262.43	244.69	264.01
-Log-likelihood	1891622	1890495	1890360	616801	797980	474855
N	449737	449737	449737	146272	190855	112610
Liczba szkół	5503	5503	5503	2606	1660	1237
Liczba gmin	2455	2455	2455	1601	301	553
ROK 2006						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Wydatki na ucznia średnia z 3 lat (tys. PLN)		-0.028 (0.10)	0.086 (0.09)	0.058 (0.09)	0.342 (0.36)	-0.093 (0.18)
Płeć		3.039 (0.05)***	3.038 (0.05)***	4.403 (0.08)***	1.726 (0.07)***	3.420 (0.10)***
Dysleksja		1.186 (0.08)***	1.167 (0.08)***	2.512 (0.17)***	0.150 (0.12)	1.682 (0.18)***
Niepubliczne		9.856 (0.41)***	9.141 (0.40)***	1.855 (1.05)	10.272 (0.59)***	5.918 (0.92)***
Ln (liczba uczniów)			1.628 (0.07)***	0.953 (0.18)***	1.092 (0.20)***	2.001 (0.24)***
Stała	54.913	53.182	44.335	46.819	48.206	42.151
σ_v^2	4.88	3.99	1.11	4.25	1.35	2.04

cd. tablicy 4

Zmienna zależna: wynik egzaminu gimnazjalnego	Model I	Model II				
		cała próba		wiejskie	miejskie	miejsko- wiejskie
σ_u^2	26.68	23.90	24.00	9.97	46.06	13.57
σ_ε^2	246.66	244.20	244.20	246.66	237.46	251.64
-Log-likelihood	1875237	1872903	1872715	620267	786323	465337
N	447928	447928	447928	148214	188712	111002
Liczba szkół	5613	5613	5613	2663	1707	1243
Liczba gmin	2452	2452	2452	1599	302	551

Tablica 5

Oszacowania modelu III

Zmienna zależna: wynik egzaminu gimnazjalnego	Model III							
	2005				2006			
	cała próba	wiejskie	miejskie	miejsko- wiejskie	cała próba	wiejskie	miejskie	miejsko- wiejskie
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Wydatki na ucznia średnia z 3 lat (tys. PLN)	-0.049 (0.08)	0.037 (0.10)	-0.168 (0.22)	-0.173 (0.15)	-0.039 (0.07)	-0.000 (0.08)	-0.079 (0.24)	-0.250 (0.16)
Płeć	-0.058 (0.03)	0.744 (0.05)***	-0.719 (0.04)***	0.041 (0.06)	0.342 (0.03)***	0.917 (0.05)***	-0.207 (0.05)***	0.529 (0.06)***
Dysleksja (gimnazjum)	4.114 (0.07)***	3.997 (0.15)***	4.031 (0.10)***	4.382 (0.15)***	4.744 (0.06)***	4.682 (0.12)***	4.638 (0.09)***	5.018 (0.13)***
Dysleksja (szk. podst.)	-4.493 (0.08)***	-4.703 (0.18)***	-4.348 (0.11)***	-4.703 (0.18)***	-4.925 (0.07)***	-4.974 (0.15)***	-4.945 (0.10)***	-4.876 (0.15)***
Niepubliczna	4.016 (0.29)***	2.020 (1.08)	4.502 (0.30)***	1.468 (0.73)*	3.610 (0.25)***	0.576 (0.81)	4.087 (0.30)***	2.544 (0.66)***
Ln (liczba uczniów)	0.371 (0.07)***	0.113 (0.17)	0.278 (0.12)*	0.336 (0.20)	0.137 (0.07)	0.207 (0.16)	0.096 (0.15)	0.481 (0.22)*
Sprawdzian	-0.017 (0.02)	0.019 (0.03)	-0.000 (0.03)	-0.047 (0.03)	0.029 (0.02)	0.089 (0.03)**	-0.004 (0.03)	0.027 (0.04)
Sprawdzian ²	0.038 (0.00)***	0.036 (0.00)***	0.038 (0.00)***	0.038 (0.00)***	0.037 (0.00)***	0.035 (0.00)***	0.038 (0.00)***	0.037 (0.00)***
Stała	21.313	21.872	22.319	21.974	21.376	20.267	22.297	20.052
σ_v^2	2.86	2.69	1.57	2.30	4.03	5.07	3.02	4.14
σ_u^2	10.49	13.07	8.30	8.97	8.48	7.55	9.53	7.00
σ_ε^2	96.54	101.09	91.84	98.10	94.25	91.47	95.39	95.77
-Log-likelihood	1671948	547947	704128	419328	1659769	547595	699855	412084
N	449737	146272	190855	112610	447928	148214	188712	111002

Tablica 6

Oszacowania modeli IV i V

Zmienna zależna: wynik egzaminu gimnazjalnego	2005				2006			
	IVA	IVB	VA	VB	IVA	IVB	VA	VB
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Wydatki na ucznia średnia z 3 lat (tys. PLN)	-0.094 (0.07)	-0.093 (0.08)	-0.089 (0.08)	-0.07 (0.08)	-0.038 (0.07)	-0.029 (0.07)	-0.042 (0.07)	-0.022 (0.07)
Płeć	-0.051 (0.03)*	-0.057 (0.03)*	-0.052 (0.03)*	-0.059 (0.03)*	0.341 (0.03)***	0.338 (0.03)***	0.342 (0.03)***	0.336 (0.03)***
Dysleksja (szk. podst.)	-4.497 (0.08)***	-4.496 (0.08)***	-4.502 (0.08)***	-4.499 (0.08)***	-4.923 (0.07)***	-4.921 (0.07)***	-4.931 (0.07)***	-4.93 (0.07)***
Dysleksja (gimnazjum)	4.121 (0.07)***	4.113 (0.07)***	4.116 (0.07)***	4.104 (0.07)***	4.752 (0.06)***	4.744 (0.06)***	4.747 (0.06)***	4.732 (0.06)***
Niepubliczna	4.278 (0.29)***	4.295 (0.29)***	3.567 (0.30)***	3.459 (0.30)***	3.796 (0.26)***	3.853 (0.26)***	2.961 (0.26)***	2.897 (0.26)***
Sprawdzian	-0.034 (0.02)*	0.056 (0.02)***	0.008 (0.06)	0.118 (0.06)**	0.018 (0.02)	0.09 (0.02)***	0.02 (0.05)	0.171 (0.05)**
Sprawdzian ²	0.038 (0.00)***	0.036 (0.00)***	0.038 (0.00)***	0.036 (0.00)***	0.037 (0.00)***	0.036 (0.00)***	0.037 (0.00)***	0.035 (0.00)***
Średni wynik sprawdzianu			0.246 (0.03)***	0.292 (0.03)***			0.363 (0.03)***	0.426 (0.03)***
Średni wynik sprawdzianu* sprawdzian			-0.0011 (0.002)	-0.0004 (0.002)			-0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)
Wydatki* sprawdzian			-0.0037 (0.003)	-0.0028 (0.003)			-0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)
Stała	22.72	23.86	15.521	15.754	22.815	23.359	12.261	11.511
σ_v^2	3.177	3.228	3.626	3.611	4.047	3.773	5.053	4.627
σ_{u1}^2	0.030	0.030	0.030	0.030	0.018	0.017	0.018	0.018
σ_{u0}^2	10.155	10.278	9.718	9.777	8.449	7.629	7.584	6.699
$\text{cov}(u_{0sg}, u_{1sg})$	1.358	0.710	1.358	0.702	2.109	1.224	2.063	1.188
σ_ε^2	95.583	95.583	95.583	95.583	93.691	93.691	93.691	93.691
-Log-likelihood	1671203	1671211	1671166	1671163	1659372	1659363	1659286	1659245
N	449737	449737	449737	449737	447928	447928	447928	447928

Tablica 7

Model V dla części humanistycznej

Model V, 2005 rok, zmienna zależna: wynik egzaminu gimnazjalnego w części humanistycznej					
	VA	VB	VA miejskie	VA wiejskie	VA miejsko-wiejskie
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Wydatki na ucznia średnia z 3 lat (tys. PLN)	-0.022 (0.026)	-0.033 (0.035)	-0.028 (0.091)	0.052 (0.031)*	-0.061 (0.054)
Sprawdzian	1.181 (0.032)***	1.204 (0.032)***	1.389 (0.052)***	1.069 (0.059)***	1.145 (0.071)***
Średni wynik sprawdzianu	0.119 (0.014)***	0.436 (0.017)***	0.380 (0.018)***	-0.300 (0.027)***	-0.004 (0.032)
Średni wynik sprawdzianu *sprawdzian	-0.008 (0.001)***	-0.009 (0.001)***	-0.015 (0.002)***	-0.004 (0.002)**	-0.007 (0.002)***
Wydatki* sprawdzian	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.000 (0.005)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.003)

THE EFFECTIVENESS OF SPENDING ON JUNIOR HIGH SCHOOLS

Summary

The paper offers an empirical analysis of the effectiveness of spending on junior high schools in Poland on the basis of students' performance during external exams in 2002-2006 and Central Statistical Office (GUS) data on local government budgets. The study makes use of multilevel models, including an "educational value-added model."

Even though the methods used by the author do not make it possible to determine the exact cause-and-effect relationships involved, they are more reliable than methods used in most previous studies of this kind in Poland. The results obtained by Jakubowski suggest that, under the existing institutional arrangements, the total expenditure of Poland's central and local governments per student has no influence on the average increase in knowledge among junior high school students. Greater spending neither upgrades the quality of education nor helps equalize educational opportunities, Jakubowski concludes. These findings carry a clear message for decision makers and local government officials responsible for educational policy showing that their policies do not necessarily contribute to an increase in the country's human capital stock. Further investment in the national education system requires a rethinking of the effectiveness of individual measures, Jakubowski says. At the same time, he adds that further research is needed to look for more effective educational programs to improve the quality of education in Poland.

Keywords: human capital, education, multilevel models