

Wiktor Ejsmont

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

Edukacyjna wartość dodana jako miernik efektywności nauczania w polskich gimnazjach z uwzględnieniem ich lokalizacji*

Streszczenie. W artykule podjęto problem zróżnicowania wyników osiąganych przez uczniów w zależności od rodzaju miejscowości, w której urodził się uczeń. tzn. na wsi, w większych bądź mniejszych miastach. Analiza zostanie przeprowadzona na podstawie wyników uczniów kończących gimnazja w 2011 r. Poziom wiedzy zmierzono za pomocą wskaźnika edukacyjnej wartości dodanej.

Słowa kluczowe: edukacyjna wartość dodana, analiza danych panelowych, pomiar w edukacji

Wprowadzenie

Celem artykułu jest zbadanie efektywności nauczania w polskich gimnazjach. Główna część pracy bazuje na zastosowaniu modelu z czynnikami losowymi, przedstawionego przez Aitkinsa i Longforda¹. Modele wykorzystane przez tych autorów służą do analizy danych panelowych. W dokładny sposób opisuje je

* Artykuł powstał przy wsparciu Narodowego Centrum Nauki w ramach finansowanego w latach 2010-2012 projektu badawczego nr N N 111 194439.

¹ M. Aitkin, N. Longford, *Statistical Modelling Issues in School Effectiveness Studies*, „Journal of the Royal Statistical Society” 1986, Vol. 149, nr 1, s. 1-43.

m.in. Baltagi². Aitkins i Longford przedstawiają różne sposoby badania efektywności nauczania w amerykańskich szkołach za pomocą różnicy punktów pomiędzy wynikami egzaminów osiąganymi przez uczniów kończących szkołę a ilorazem inteligencji IQ mierzonym przed rozpoczęciem nauki w danej szkole. Poniższy artykuł bazuje tylko na modelu z losowymi efektami – rozpatrywany jako model nr pięć przez Aitkinsa i Longforda. Badania natomiast oparte są na wynikach testu szóstoklasistów, egzaminach gimnazjalnych części humanistycznej oraz matematyczno-przyrodniczej. Istotną częścią pracy jest również matematyczny opis sposobu estymacji modelu oraz wyjaśnienia definicji efektywności nauczania przyjętej przez Aitkinsa i Longforda. Badania dotyczące rozwoju metodologii szacowania wskaźnika edukacyjnej wartości dodanej mają także odzwierciedlenie w polskiej nauce. W latach 2007-2013 realizowany jest projekt, którego głównym celem jest rozwijanie metod wykorzystywania wyników egzaminów zewnętrznych do oceny efektywności nauczania. Dzięki pracom zespołu pod kierownictwem profesora Romana Dolaty³ powstał m.in. model szacowania EWD dla gimnazjów. Wśród ciekawszych publikacji można wymienić liczne prace Stożek⁴, Prokopka⁵ oraz Jakubowkiego⁶.

1. Opis danych

Tabela 1 przedstawia zagregowane wyniki na poziomie województw oraz lokalizacji. Nie opisuje jednak wszystkich uczniów zdających egzamin gimnazjalny w 2011 r., ponieważ dla części z nich nie istnieje identyfikator, za pomocą którego można złączyć wyniki testu szóstoklasisty oraz egzamin gimnazjalny. Mimo to dane opisują zdecydowaną większość absolwentów gimnazjów (ponad 95%). Przez lokalizacje należy rozumieć, że uczeń kończył gimnazjum na wsi – 1, w mieście do 20 tys. mieszkańców – 2, w mieście od 20 do 100 tys. mieszkańców – 3 lub w powyżej 100 tys. mieszkańców – 4. Dla przykładu: z tabeli 1 wynika, że liczba uczniów kończących gimnazja w miastach od 20 do 100 tys. mieszkańców województwa dolnośląskiego wynosi 5653.

² B.H. Baltagi, *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd, 2005.

³ Wydział Pedagogiczny Uniwersytet Warszawski.

⁴ E. Stożek, *Analiza wyników egzaminów zewnętrznych z wykorzystaniem metody EWD w ewaluacji wewnątrzszkolnej*. Biuletyn Badawczy wydany przez Centralną Komisję Egzaminacyjną 2008; E. Stożek, *Refleksyjny praktyk wobec edukacyjnej wartości dodanej*, w: *Uczenie się i egzamin w oczach nauczycieli*, red. B. Niemierko i M.K. Szmigel, PTDE, Kraków 2008, s. 299-303.

⁵ A. Prokoppek, *Trzyletni wskaźnik egzaminacyjny*, Biuletyn Badawczy wydany przez Centralną Komisję Egzaminacyjną 2010.

⁶ M. Jakubowski, *Metody szacowania edukacyjnej wartości dodanej*, Biuletyn Badawczy wydany przez Centralną Komisję Egzaminacyjną 2006, nr 8.

Tabela 1. Zestawienie uśrednionych wyników testu szóstoklasisty oraz egzaminów gimnazjalnych uczniów zdających egzamin gimnazjalny w 2011 r.

| Lokalizacja | Liczba uczniów | Średnia T-S | Średnia G-H | Średnia G-MP |
|---------------------|----------------|-------------|-------------|--------------|
| Dolnośląskie1 | 7891 | 62,86 | 47,96 | 48,35 |
| Dolnośląskie2 | 5329 | 64,58 | 49,88 | 50,94 |
| Dolnośląskie3 | 5653 | 65,55 | 51,13 | 53,01 |
| Dolnośląskie4 | 6927 | 69,75 | 55,39 | 57,79 |
| Kujawsko-pomorskie1 | 8283 | 64,08 | 48,49 | 49,26 |
| Kujawsko-pomorskie2 | 4379 | 64,54 | 49,03 | 50,78 |
| Kujawsko-pomorskie3 | 2277 | 66,69 | 51,49 | 53,51 |
| Kujawsko-pomorskie4 | 5743 | 68,94 | 54,02 | 56,67 |
| Lubelskie1 | 13001 | 63,04 | 51,14 | 49,24 |
| Lubelskie2 | 2305 | 65,42 | 54,90 | 52,43 |
| Lubelskie3 | 5107 | 68,37 | 56,38 | 55,92 |
| Lubelskie4 | 2942 | 72,95 | 60,67 | 60,41 |
| Lubuskie1 | 3110 | 63,70 | 48,01 | 49,20 |
| Lubuskie2 | 3185 | 65,60 | 50,31 | 52,32 |
| Lubuskie3 | 1514 | 68,59 | 52,12 | 55,15 |
| Lubuskie4 | 1855 | 70,31 | 54,80 | 58,04 |
| Łódzkie1 | 9741 | 64,42 | 50,24 | 50,34 |
| Łódzkie2 | 2789 | 65,83 | 51,15 | 52,48 |
| Łódzkie3 | 6346 | 67,84 | 53,57 | 55,08 |
| Łódzkie4 | 5245 | 68,59 | 53,20 | 57,25 |
| Małopolskie1 | 20848 | 65,49 | 52,57 | 51,60 |
| Małopolskie2 | 3750 | 67,56 | 54,81 | 54,14 |
| Małopolskie3 | 4568 | 69,02 | 54,70 | 56,25 |
| Małopolskie4 | 6720 | 74,46 | 58,62 | 61,76 |
| Mazowieckie1 | 20570 | 63,61 | 51,88 | 49,75 |
| Mazowieckie2 | 6363 | 67,07 | 55,87 | 53,77 |
| Mazowieckie3 | 8734 | 67,35 | 56,20 | 54,85 |
| Mazowieckie4 | 14605 | 73,36 | 61,28 | 61,08 |
| Opolskie1 | 4220 | 64,74 | 49,79 | 49,78 |
| Opolskie2 | 1985 | 64,54 | 49,49 | 51,31 |
| Opolskie3 | 2045 | 67,78 | 53,24 | 54,37 |
| Opolskie4 | 895 | 73,32 | 58,67 | 61,34 |

| Lokalizacja | Liczba uczniów | Średnia T-S | Średnia G-H | Średnia G-MP |
|----------------------|----------------|-------------|-------------|--------------|
| Podkarpackie1 | 15131 | 64,42 | 53,08 | 50,73 |
| Podkarpackie2 | 2889 | 66,99 | 56,03 | 54,29 |
| Podkarpackie3 | 4562 | 69,67 | 58,20 | 56,93 |
| Podkarpackie4 | 1402 | 72,29 | 60,70 | 60,64 |
| Podlaskie1 | 4886 | 63,98 | 49,11 | 50,37 |
| Podlaskie2 | 2034 | 65,31 | 49,93 | 52,29 |
| Podlaskie3 | 2838 | 68,20 | 51,49 | 55,14 |
| Podlaskie4 | 2672 | 71,06 | 55,49 | 59,34 |
| Pomorskie1 | 8640 | 61,80 | 45,18 | 47,60 |
| Pomorskie2 | 3276 | 64,49 | 47,78 | 50,79 |
| Pomorskie3 | 5168 | 67,47 | 49,44 | 54,42 |
| Pomorskie4 | 5278 | 70,96 | 52,74 | 58,31 |
| Śląskie1 | 10797 | 64,95 | 52,45 | 51,19 |
| Śląskie2 | 3006 | 64,57 | 52,13 | 51,62 |
| Śląskie3 | 9331 | 65,50 | 52,31 | 53,25 |
| Śląskie4 | 17762 | 66,79 | 53,16 | 55,15 |
| Świętokrzyskie1 | 7492 | 64,20 | 50,45 | 50,04 |
| Świętokrzyskie2 | 2166 | 64,98 | 52,22 | 51,72 |
| Świętokrzyskie3 | 1962 | 67,01 | 53,22 | 54,17 |
| Świętokrzyskie4 | 1694 | 70,33 | 57,19 | 58,95 |
| Warmińsko-mazurskie1 | 5442 | 63,99 | 47,06 | 48,92 |
| Warmińsko-mazurskie2 | 3520 | 65,25 | 49,07 | 51,37 |
| Warmińsko-mazurskie3 | 3123 | 69,18 | 51,44 | 55,27 |
| Warmińsko-mazurskie4 | 2388 | 72,07 | 53,65 | 59,01 |
| Wielkopolskie1 | 15121 | 63,52 | 47,04 | 49,59 |
| Wielkopolskie2 | 7684 | 64,90 | 48,81 | 51,92 |
| Wielkopolskie3 | 7255 | 67,43 | 50,15 | 54,71 |
| Wielkopolskie4 | 5005 | 70,51 | 54,50 | 58,96 |
| Zachodniopomorskie1 | 4564 | 63,78 | 46,34 | 48,42 |
| Zachodniopomorskie2 | 4131 | 64,75 | 48,58 | 50,65 |
| Zachodniopomorskie3 | 3284 | 66,97 | 50,27 | 53,17 |
| Zachodniopomorskie4 | 4023 | 69,02 | 54,85 | 57,05 |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Centralnej Komisji Egzaminacyjnej w Warszawie udostępnionych przez dyrektora CKE w 2011 r.

Dane zostały przeskalowane od 0 do 100, tzn. wynik danego ucznia (testu szóstoklasisty i gimnazjalny) został podzielony przez maksymalną liczbę punktów możliwych do zdobycia oraz pomnożony przez 100. Pozwala to na łatwą interpretację otrzymanych wyników. Widać, czy uczeń polepszył czy pogorszył swój wynik (%). Badania opierano na dwóch typach analiz. Pierwsza część dotyczy wyników z testu szóstoklasisty oraz humanistycznego egzaminu gimnazjalnego. Druga część to egzamin gimnazjalny z części matematyczno-przyrodniczej oraz wynik testu szóstoklasisty. Z wstępnej analizy danych widzimy wyraźnie rosnącą zależność pomiędzy lokalizacją (w danym województwie) a średnimi wynikami poszczególnych egzaminów. Warto zaznaczyć jest także to, że największą grupę stanowią uczniowie kończący gimnazjum na wsi (w większości analizowanych województw).

W tabeli 1 T-S, G-H, G-MP oznaczają odpowiednio wyniki testu szóstoklasisty, egzaminu gimnazjalnego z części humanistycznej oraz matematyczno-przyrodniczej.

2. Metoda badań – model efektów losowych

W pracy przyjęto konwencję, że obszarem nazywamy jedną z lokalizacji, które prezentuje tabela 1, czyli mamy 64 obszary.

Oznaczenia:

x_{ij} – liczba punktów z testu szóstoklasisty uzyskanych przez i -tego ucznia w j -tym obszarze (wejście),

y_{ij} – liczba punktów gimnazjalnych uzyskanych przez i -tego ucznia w j -tym obszarze (wyjście),

n_j – liczba uczniów w j -tym obszarze, $j \in \{1, \dots, 64\}$,

n – liczba wszystkich uczniów, tzn. $n = n_1 + \dots + n_k$,

k – liczba obszarów, tzn. $k = 64$,

\bar{x} – średni wynik testu szóstoklasisty wszystkich uczniów,

\bar{y} – średni wynik gimnazjalny wszystkich uczniów,

$\bar{x}_j = (\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}) / n_j$, $\bar{y}_j = (\sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}) / n_j$ – średni wynik testu szóstoklasisty oraz gimnazjalny w j -tym obszarze.

Tak uzyskane dane są niebilansowanymi danymi panelowymi, gdyż liczba n_j obserwacji dla poszczególnych obszarów może być różna. Jeżeli populacja, którą się opisuje nie jest jednorodna, należy uwzględnić ową niejednorodność w modelu. W przypadku rozpatrywanych danych mogą istnieć różne zależności wyników wejściowych od wyjściowych w poszczególnych obszarach. W literaturze ekonometrycznej model ten nazywany jest modelem błędu jednokierunkowego efektów

losowych (zmiennych) dla danych niezbilansowanych (ang. *the unbalanced one-way error component model with the random effects*, np. Baltagi⁷). Model z czynnikami losowymi znany jest też pod nazwą modelu komponentów wariancyjnych (ang. *variance components model* – VC np. u Maddala⁸). Model ten po raz pierwszy został opisany w pracach Wansbeeka i Kapteyna⁹. Model ten jest postaci:

$$y_{ij} = a + bx_{ij} + \zeta_j + e_{ij}, \quad (1)$$

gdzie e_{ij} jest zmienną losową o rozkładzie $N(0, \sigma^2)$, a ζ_j zmienną losową o rozkładzie $N(0, \sigma_j^2)$. Dodatkowo zakłada się, że składniki losowe pochodzące z różnych obszarów i dla różnych uczniów są nieskorelowane oraz że indywidualny składnik losowy ζ_j jest nieskorelowany ze składnikiem losowym e_{ij} , czyli $E(\zeta_j, e_{is}) = 0$ dla $j \neq s$.

Z postaci modelu wynika, że ζ_j wyraża odchylenie uśrednionego wyniku j -tego obszaru od uśrednionego wyniku całej populacji. Na rysunku 1 uśredniony wynik j -tego obszaru został oznaczony przerywaną linią, ciągła linia zaś przedstawia uśredniony wynik całej populacji. Jeżeli wartość ζ_j jest dodatnia, to można powiedzieć, że uczniowie j -tego obszaru poczynili postęp w stosunku do uśrednionego wyniku całej populacji (tzn. uczniów z całej Polski), jeśli zaś jest ujemny, to uczniowie z tej lokalizacji uzyskali wynik niższy niż uśredniony wynik całej populacji. Wielkość parametru ζ_j nazywa się wartością dodaną bądź efektywnością pracy ewaluowanego obiektu. Wartość e_{ij} odpowiada natomiast za odchylenie wyniku ucznia od uśrednianego wyniku j -tego obszaru.

Współczynniki tak określonego modelu szacuje się za pomocą metody największej wiarygodności (Aitkin, Longford¹⁰). Jawne wzory wyrażające oszacowane parametry można znaleźć w pracach (Baltagi¹¹, Ejsmont¹²), gdzie również w szczególności opisany jest cały algorytm estymacji komponentów wariancji σ^2 i σ_j^2 . W celu sprawdzenia, czy uzyskane efekty losowe są istotne, używa się testu Breusch-Pagana (np. Baltagi¹³).

⁷ B.H. Baltagi, op. cit.

⁸ G.S. Maddala, *Ekonometria*, PWN, Warszawa 2006.

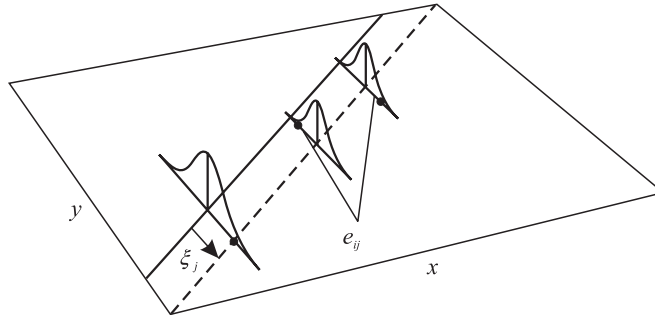
⁹ T.J. Wansbeek, A. Kapteyn, *A class of decompositions of the variance-covariance matrix of a generalized error components model*, „Econometrica” 1982, nr 50, s. 713-724; T.J. Wansbeek, A. Kapteyn, *A simple way to obtain the spectral decomposition of variance components models for balanced data*, „Communications in Statistics” 1982, nr 11, s. 2105-2112.

¹⁰ M. Aitkin, N. Longford, op. cit.

¹¹ B.H. Baltagi, op. cit.

¹² W. Ejsmont, *Efektywność nauczania we wrocławskich liceach*, „Didactics of Mathematics”, nr 5-6 (9-10), Wyd. Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2009, s. 111-128.

¹³ B.H. Baltagi, op. cit.



Rys. 1. Schemat przedstawiający ideę pomiaru za pomocą modelu efektów losowych

Źródło: opracowanie własne na podstawie A. Skrondal, S. Rabe-Hesketh, *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, College Station, Texas, Stata Press Publication – StataCorp LP. 2008, s. 96.

W celu oszacowania wartości składnika ξ_j korzysta się z twierdzenia o błędzie średniokwadratowym (Jakubowski, Sztencel¹⁴). Wariancje σ^2 oraz σ_I^2 są znane przed oszacowaniem modelu, więc można tę informację wykorzystać a priori. Następnie wyznacza się rozkład warunkowej zmiennej losowej ξ_j pod warunkiem \bar{y}_j . Średnia w j -tym obszarze jest postaci

$$\bar{y}_j = a + b\bar{x}_j + \xi_j + \bar{e}_j \quad (2)$$

i przy poczynionych założeniach ma rozkład normalny $N(a + b\bar{x}_j, \sigma_I^2 + \sigma^2/n_j)$. Ponieważ ξ_j jest zmienną losową o rozkładzie $N(0, \sigma_I^2)$, więc rozkład warunkowy $f(\xi_j/\bar{y}_j)$ też jest rozkładem normalnym postaci

$$N(\rho n_j^*(\bar{y}_j - a - b\bar{x}_j), n_j^*(1 - \rho)\sigma_I^2/n_j), \quad (3)$$

gdzie $\rho = \text{cor}(y_{ij}, y_{pj}) = \sigma_I^2/(\sigma_I^2 + \sigma^2)$, $n_j^* = w_j/(1 - \rho)$ i $w_j = n_j\sigma^2/(\sigma^2 + n_j\sigma_I^2)$. W związku z tym porównanie poszczególnych obszarów będzie się opierało na porównaniu wartości średnich z rozkładu warunkowego, czyli

$$e_j = \hat{\rho} n_j^*(\bar{y}_j - \hat{a} - \hat{b}\bar{x}_j), \quad (4)$$

gdzie $\hat{\rho}$, \hat{a} , \hat{b} są estymatorami odpowiednio: korelacji – ρ , parametru przecięcia – a , oraz nachylenia – b . Wielkość e_j ze wzoru (4) nazywamy edukacyjną wartością dodaną – EWD.

Tabela 2 prezentuje główne charakterystyki statystyczne oszacowanych modeli efektów losowych. Otrzymane modele są dopasowane pod względem normalności reszt. Oszacowane wartości testu LM wskazują na to, że σ_I^2 jest statystycznie istotna na poziomie istotności 0,01. Zasadne jest więc stosowanie

¹⁴ J. Jakubowski, R. Sztencel, *Wstęp do teorii prawdopodobieństwa*, SCRIPT, 2004, s. 135.

Tabela 2. Podstawowe charakterystyki statystyczne modelu efektów losowych

| Charakterystyka | Część egzaminu | |
|---|----------------|--------|
| | humanistyczna | ściśła |
| Współczynnik korelacji (Pearsona) | 0,74 | 0,91 |
| Wariancja składnika losowego – $\hat{\sigma}^2$ | 4,41 | 0,47 |
| Wariancja międzyobszarowa – $\hat{\sigma}_i^2$ | 145,01 | 37,38 |
| p -value normalność | > 0,01 | > 0,01 |
| Współczynnik \hat{b} | 0,59 | 0,79 |
| Współczynnik \hat{a} | 18,99 | 1,05 |
| $LM - p$ -value | < 0,01 | < 0,01 |

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Excel oraz R-project na podstawie danych z tabeli 1.

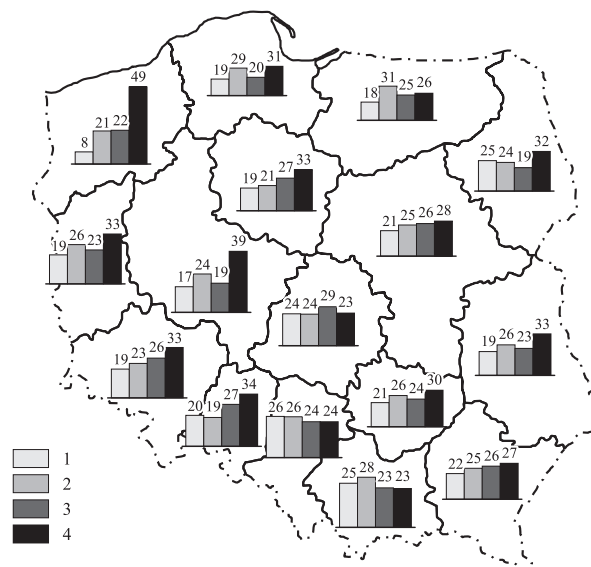
modelu efektów losowych (związanych z σ_i^2). Wyniki gimnazjalne oraz szósto-klasisty są skorelowane (korelacje zostały wyliczone dla wszystkich danych niezależnie od lokalizacji szkoły). Zauważalne jest wyraźnie większe skorelowanie w przypadku części matematycznej. Świadczy to o tym, że wyniki z przedmiotów ścisłych w większym stopniu zależą od poprzednich rezultatów. Dla części matematyczno-przyrodniczej zauważalne jest także szybsze tempo wzrostu wiedzy, o czym świadczą współczynniki nachylenia \hat{b} .

3. Wyniki oraz wnioski

Rysunki 2 i 3 pokazują, jaki procent wiedzy (humanistycznej oraz matematyczno-przyrodniczej) jest generowany przez poszczególne obszary w obrębie analizowanego województwa. Poszczególne numery z osi odciętych oznaczają:

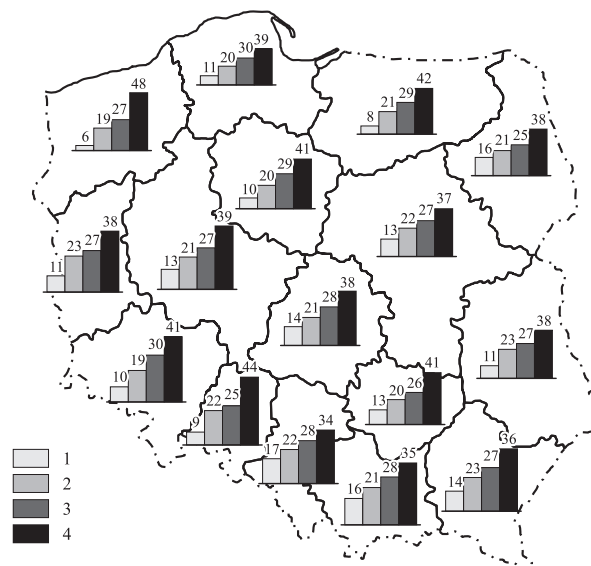
- 1 – gimnazjum zlokalizowane na wsi,
- 2 – gimnazjum zlokalizowane w mieście do 20 tys. mieszkańców,
- 3 – gimnazjum zlokalizowane w mieście od 20 do 100 tys. mieszkańców,
- 4 – gimnazjum zlokalizowane w mieście powyżej 100 tys. mieszkańców.

Należy tutaj wyjaśnić, co oznacza procent wiedzy generowany przez poszczególne obszary. Z postaci modelu widać, że EWD przyjmuje wartości ujemne (założenie o normalności). Najmniejszej wartości EWD (z całej Polski) przyporządkowano liczbę 1, największej zaś 10. Pozostałym wartościom zostały przyporządkowane proporcjonalnie w sposób liniowy odpowiadające im liczby pomiędzy 1 i 10. Słupki z wykresów 2 i 3 prezentują udział wiedzy poszczególnych czterech obszarów w określonym województwie. Tabela 3 przedstawia



Rys. 2. Procent przyrostu wiedzy generowany przez poszczególne lokalizacje w danym województwie – część humanistyczna

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Excel na podstawie danych z tabel 1 i 2.



Rys. 3. Procent przyrostu wiedzy generowany przez poszczególne lokalizacje w danym województwie – część ścisła

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Excel na podstawie danych z tabel 1 i 2.

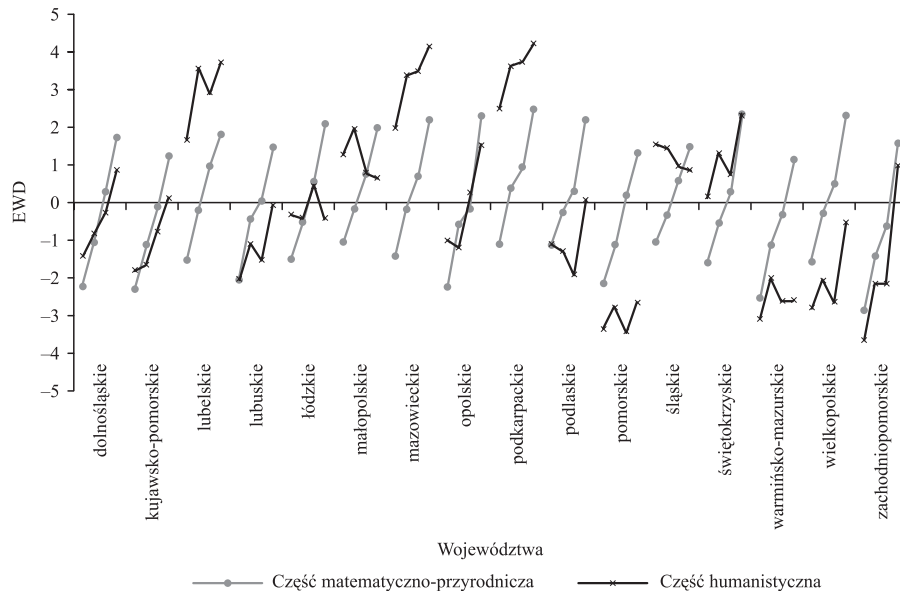
sposób liczenia procentu wiedzy generowanej przez poszczególne obszary. Jeżeli już każdemu obszarowi z danego województwa przyporządkowujemy liczbę od 1 do 10, to wówczas liczby te dzielimy przez sumę liczb przeskalowanych z danego województwa – tak jak w tabeli 3.

Tabela 3. Przykład liczenia procentu wiedzy generowanej dla województwa dolnośląskiego – części matematyczno-przyrodniczej

| Obszar | Przeskalowane EWD | Procent wiedzy generowanej |
|---------------|-------------------|---|
| Dolnośląskie1 | 2,07 | $2,07 / (2,07 + 4,14 + 6,31 + 8,78) = 10\%$ |
| Dolnośląskie2 | 4,14 | $4,14 / (2,07 + 4,14 + 6,31 + 8,78) = 19\%$ |
| Dolnośląskie3 | 6,31 | $6,31 / (2,07 + 4,14 + 6,31 + 8,78) = 30\%$ |
| Dolnośląskie4 | 8,78 | $8,78 / (2,07 + 4,14 + 6,31 + 8,78) = 41\%$ |

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Excel.

Zauważalne jest przede wszystkim to, że największy przyrost wiedzy jest generowany przez duże miasta. W szczególności widoczne jest to w przypadku części ścisłej, gdzie w większości województw stanowi on około 40%. Skutków tego stanu rzeczy należy upatrywać w tym, że w większych miejscowościach istnieją środowiska akademickie kształcające dobrych nauczycieli, którzy najczęściej kontynuują pracę w miastach. Najslabiej w klasyfikacji wypadają wsie, szczególnie w części matematycznej. Jeśli jednak spojrzymy na część humanistyczną, można dopatrzeć się przypadków, w których uczniowie kończący gimnazja na wsi „nie są najgorsi” (jak w województwach podlaskim lub łódzkim). Ogólnie zauważane są mniejsze dysproporcje pomiędzy różnymi lokalizacjami w przypadku części humanistycznej. Stąd wniosek, że wyniki nauczania matematyki (na poziomie gimnazjum) są w większym stopniu zróżnicowane aniżeli języka polskiego (gdzie z kolei można dopatrzeć się, że uczniowie z mniejszych miejscowości niejednokrotnie mają wyniki lepsze od tych z większych). Przyczyną takiego stanu rzeczy może być to, że podstawowe umiejętności humanistyczne jest dużo łatwiej przyswoić aniżeli matematyczno-przyrodnicze, gdzie niewątpliwie potrzebne jest jeszcze wsparcie nauczycieli. Przy obecnym słabnącym autorytecie nauczyciela, w szczególności matematyki (profesja ta jest postrzegana przez społeczeństwo jako zawód drugiej kategorii), sytuacja może być jeszcze gorsza, jeżeli nauczania na wsi nie będą podejmowali najlepsi dydaktycy mający powołanie. Oczywiście nie należy winy zrzucać tylko na nauczycieli. Problem może tkwić również w poziomie zamożności rodziców uczniów ze wsi. Często muszą oni pomagać rodzicom w pracach związanych z gospodarstwem rolnym. To z kolei wiąże się z zupełnie innym nastawieniem rodziców ze wsi do edukacji aniżeli rodziców z miast. Z tabeli 1 widzimy, że uczniowie ze wsi stanowią



Rys. 4. Edukacyjna wartość dodana w poszczególnych województwach oraz obszarach dla uczniów kończących gimnazja w 2011 r.

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Excel.

najliczniejszą grupę wśród analizowanych lokalizacji, a zaprezentowane tam dane ukazują, że uzyskują najgorsze wyniki, co może świadczyć o tym, że w tej grupie jest spora liczba uczniów o niewykorzystanych możliwościach.

Rysunek 4 ilustruje kształtowanie się EWD dla języka polskiego oraz matematyki w poszczególnych województwach oraz lokalizacjach. Lokalizacje nie zostały bezpośrednio opisane na rysunku ze względu na małą czytelność (64 punkty = 16 województw \times 4 lokalizacje). Na wykresie lokalizacje – dla poszczególnych województw – zostały zaznaczone w kolejności od lewej do prawej, tzn. wieś, miasta do 20 tys. mieszkańców, miasta od 20 do 100 tys. mieszkańców oraz miasta powyżej 100 tys. mieszkańców. Dla przykładu: z rysunku 4 wynika, że najgorszy rezultat z części humanistycznej uzyskali uczniowie kończący gimnazja na wsi w województwie zachodniopomorskim. Można zauważyć, że w przypadku matematyki nie występują duże różnice pomiędzy województwami oraz różnymi typami miejscowości. Są one na zbliżonym poziomie w tych samych typach lokalizacji z różnych województw. Sytuacja jest nieco odmienna w przypadku części humanistycznej, gdzie warto podkreślić fakt bardzo dobrych wyników województw ze wschodu Polski, jak podkarpackie, lubelskie i świętokrzyskie. Dobry wynik został także osiągnięty przez uczniów z województwa mazowieckiego.

Literatura

- Aitkin M., Longford N., *Statistical Modelling Issues in School Effectiveness Studies*, „Journal of the Royal Statistical Society” 1986, Vol. 149, nr 1, s. 1-43.
- Baltagi B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd, 2005.
- Ejsmont W., *Efektywność nauczania we wrocławskich liceach*, „Didactics of Mathematics”, nr 5-6 (9-10), Wyd. Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2009, s. 111-128.
- Jakubowski J., Sztencel R., *Wstęp do teorii prawdopodobieństwa*, SCRIPT, 2004.
- Jakubowski M., *Metody szacowania edukacyjnej wartości dodanej*, Biuletyn Badawczy wydany przez Centralną Komisję Egzaminacyjną 2006, nr 8.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, WN PWN, Warszawa 2006.
- Prokopek A., *Trzyletni wskaźnik egzaminacyjny*, Biuletyn Badawczy wydawany przez Centralną Komisję Egzaminacyjną 2010.
- Skrondal A., Rabe-Hesketh S., *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, College Station, Texas: Stata Press Publication – StataCorp LP. 2008.
- Stożek E., *Analiza wyników egzaminów zewnętrznych z wykorzystaniem metody EWD w ewaluacji wewnątrzszkolnej*, Biuletyn Badawczy wydany przez Centralną Komisję Egzaminacyjną 2008.
- Stożek E., *Refleksyjny praktyk wobec edukacyjnej wartości dodanej*, w: *Uczenie się i egzamin w oczach nauczycieli*, red. B. Niemierko i M.K. Szmigel, PTDE, Kraków 2008, s. 299-303.
- Wansbeek T.J., Kapteyn A., *A class of decompositions of the variance-covariance matrix of a generalized error components model*, „Econometrica” 1982, nr 50, s. 713-724.
- Wansbeek T.J., Kapteyn A., *A simple way to obtain the spectral decomposition of variance components models for balanced data*, „Communications in Statistics” 1982, nr 11, s. 2105-2112.

Educational value added as a measure of the effectiveness of teaching in Polish secondary schools in terms of their location

Summary. This paper undertakes the problem of differentiation of students performance according to the type location in which the student was born, *i.e.* in a village, in larger or smaller cities. The analysis is performed on the basis of the results the students achieved in secondary schools in 2011. The level of knowledge is measured by the ratio educational value added.

Key words: educational value added, analysis of panel data, measurement of education