

**Makro- i mikroekonomiczne
aspekty kształtowania
kapitału ludzkiego**

**Seria "Gospodarowanie Kapitałem Ludzkim"
Zeszyt nr 3**

Redaktor naukowy

Marek Kunasz

UNIwersytet SZCZECIŃSKI
WYDZIAŁ NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA

MAKRO- I MIKROEKONOMICZNE ASPEKTY
KSZTAŁTOWANIA KAPITAŁU LUDZKIEGO

Seria „Gospodarowanie Kapitałem Ludzkim”

Zeszyt nr 3

Szczecin 2013

Redaktor naukowy

Marek Kunasz

Recenzeci

Ewa Mazur-Wierzbicka

Patrycja Zwiech

Skład i łamanie

Marek Kunasz

Pierwotną wersją publikacji jest wersja drukowana.

Żadna część tej publikacji nie może być powielana i rozpowszechniana w jakiegokolwiek formie i w jakikolwiek sposób, elektroniczny lub mechaniczny, włączając fotokopiowanie, nagrywanie lub z wykorzystaniem innych systemów, bez pisemnej zgody Autorów.

© Autorzy

Szczecin 2013

ISBN 978-83-7867-083-4

ISSN 2353-5660

Druk i wydanie

volumina.pl Daniel Krzanowski
ul. Ks. Witolda 7-9, 71-063 Szczecin
tel. 91 812 09 08
druk@volumina.pl
www.voluminamarket.pl

SPIS TREŚCI

Wprowadzenie	5
Rozdział 1. Szkolnictwo wyższe w świetle wybranych dokumentów - Polska na tle wybranych krajów europejskich (Gabriela Wronowska) ..	7
Rozdział 2. Publiczne koszty studiowania (Wojciech Jarecki)	25
Rozdział 3. Zmiany w strukturze wykształcenia w krajach unijnych w latach 2002 - 2012 (Marek Kunasz, Patrycja Zwiech)	41
Rozdział 4. Prognoza popytu na nauczycieli w województwie zachodniopomorskim do 2019 roku (Agnieszka Kościelniak)	61
Rozdział 5. Znajomość języków obcych wśród dorosłych Polaków (Anna Turczak)	83
Rozdział 6. Zatrudnienie a nierównomierność rozkładu dochodów w Unii Europejskiej (Patrycja Zwiech, Marek Kunasz)	99
Rozdział 7. Analiza efektywności tworzenia wartości z aktywów materialnych i niematerialnych metodą VAIC na przykładzie Polskiego Radia Szczecin S.A. (Marek Kunasz, Ewa Mazur-Wierzbicka)	117
Bibliografia	133

ROZDZIAŁ 5

ZNAJOMOŚĆ JĘZYKÓW OBCYCH WŚRÓD DOROSŁYCH POLAKÓW

5.1. Korzyści wynikające ze znajomości języków obcych

Czas i nakłady finansowe poniesione na naukę języków obcych należy traktować jak inwestycję w siebie, która zwraca się poprzez ułatwienie zdobycia ciekawej pracy, wzrost szansy na awans zawodowy oraz wyższe zarobki. Znajomość języków obcych zwiększa również poczucie samorealizacji, a poza tym daje komfort w życiu i poszerza swobodę, zwłaszcza w trakcie podróży zagranicznych.

Mimo dużego bezrobocia, pracodawcy w Polsce wciąż borykają się z problemem niedopasowania umiejętności i kompetencji aplikujących kandydatów do własnych oczekiwań. Jednym z obszarów takiego niedopasowania jest brak znajomości przez kandydatów języków obcych. Co ważne, nieznanostwo języków utrudnia znalezienie pracy, ale również ogranicza wielkość otrzymywanych zarobków. Wyniki Ogólnopolskiego Badania Wynagrodzeń (OBW) przeprowadzonego przez firmę Sedlak & Sedlak w 2012 roku nie pozostawiają bowiem żadnych wątpliwości – wynagrodzenie pracownika w Polsce w znacznym zakresie zależy od znajomości przez niego języków obcych¹.

Warto także w tym kontekście wspomnieć, że według badań naukowców z York University w Toronto, znajomość języków obcych wyraźnie podnosi sprawność umysłu i oddala ryzyko pojawienia się wielu dolegliwości, takich chociażby jak choroba Alzheimerera. Fakt ten potwierdzają również badania przeprowadzone przez doktora Magali Perquin z Publicznego

¹ http://wynagrodzenia.pl/kategoria.php/kategoria_glowna.503 [data dostępu: 3.11.2013 r.]

Centrum Badań nad zdrowiem w Luksemburgu, który udowodnił, że posługiwanie się więcej niż dwoma językami działa ochronnie na pamięć, a znajomość co najmniej czterech języków aż pięciokrotnie zmniejsza ryzyko pojawienia się demencji².

Mieszkańcy Polski, pod względem swych kompetencji językowych, są grupą dość zróżnicowaną. Ciekawa może być zatem odpowiedź na pytanie, z jakimi cechami społeczno-demograficznymi dorosłych Polaków należy wiązać to, czy i ile języków obcych znają. Postawionym w niniejszym rozdziale zadaniem będzie więc sprawdzenie, czy istnieje zależność między znajomością języków przez daną osobę, a tym:

- w jakim jest wieku,
- jaka jest jej płeć,
- gdzie mieszka,
- jaki jest jej status na rynku pracy,
- jakie ma wykształcenie.

W celu znalezienia odpowiedzi na powyższe pytania wykorzystany zostanie test niezależności chi-kwadrat. Ten nieparametryczny test istotności może być bowiem wykorzystywany do oceny zależności stochastycznej dwóch cech ilościowych, jak również dwóch cech jakościowych, a także dowolnej cechy ilościowej i jakościowej. Z kolei do określenia siły zależności można będzie tutaj posłużyć się współczynnikiem V Cramera.

W stosunku do każdego z postawionych pytań sformułowana zostanie hipoteza zerowa H_0 stanowiąca, że badane dwie cechy są stochastycznie niezależne, wobec hipotezy alternatywnej H_1 orzekającej, że występuje stochastyczna zależność między tymi cechami. Cała analiza przeprowadzona zostanie na podstawie danych dostępnych w publikacji Głównego Urzędu Statystycznego: *Kształcenie dorosłych 2011*, (2013), Warszawa. Badaniem GUS objęto 27 483 respondentów w wieku od 18 do 69 lat. Przeprowadzono je w okresie od 2.I. do 29.II.2012 r. techniką wywiadu bezpośredniego.

² <http://www.rp.pl/arttykul/616488.html?print=tak> [data dostępu: 3.11.2013 r.]

5.2. Istota zastosowanego narzędzia badawczego

Punktem wyjścia³ do przeprowadzenia testu niezależności chi-kwadrat jest sporządzenie tablicy, której wnętrze stanowią liczebności empiryczne, czyli liczebności zaobserwowane. Tablica ta jest macierzą o r wierszach i s kolumnach, przy czym r oznacza liczbę wariantów pierwszej cechy (X), a s – liczbę wariantów drugiej cechy (Y). Z kolei n_{ij} ($i = 1, 2, \dots, r, j = 1, 2, \dots, s$) to liczba tych obserwacji, dla których cecha X przyjmuje wariant x_i , a cecha Y – wariant y_j .

Sumując osobno każdy wiersz i każdą kolumnę macierzy liczebności empirycznych, otrzymuje się tzw. liczebności brzegowe, które oznaczają się jako $n_{i\cdot}$ i $n_{\cdot j}$. Zachodzą wówczas równości (Kot i inni, 2007, s. 294–295):

$$n_{i\cdot} = \sum_{j=1}^s n_{ij}, \quad n_{\cdot j} = \sum_{i=1}^r n_{ij}.$$

Czyli $n_{i\cdot}$ to liczebność brzegowa w wierszu o numerze i , którą uzyskano, dodając wszystkie liczebności znajdujące się w tym wierszu, natomiast $n_{\cdot j}$ to liczebność brzegowa w kolumnie o numerze j , którą otrzymano, dodając wszystkie liczebności leżące w tej kolumnie.

Poprawność wykonanych obliczeń można skontrolować sprawdzając, czy suma liczebności brzegowych dotyczących wierszy jest taka sama jak suma liczebności brzegowych z kolumn i równa się liczebności całkowitej n . Czyli:

$$n = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s n_{ij} = \sum_{i=1}^r n_{i\cdot} = \sum_{j=1}^s n_{\cdot j}.$$

Tabela 5.1 przedstawia ogólny schemat macierzy liczebności empirycznych.

³ Tą samą metodę wykorzystano w artykule: A. Turczak, P. Zwiech, (2013), Czynniki wpływające na strukturę wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych w Polsce, Studia i Prace WNEIZ nr 33.

Tabela 5.1. Schemat macierzy liczebności empirycznych

		Warianty drugiej cechy (Y)						$n_{i\cdot}$
		y_1	y_2	...	y_j	...	y_s	
Warianty pierwszej cechy (X)	x_1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1j}	...	n_{1s}	$n_{1\cdot}$
	x_2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2j}	...	n_{2s}	$n_{2\cdot}$

	x_i	n_{i1}	n_{i2}	...	n_{ij}	...	n_{is}	$n_{i\cdot}$

	x_r	n_{r1}	n_{r2}	...	n_{rj}	...	n_{rs}	$n_{r\cdot}$
$n_{\cdot j}$		$n_{\cdot 1}$	$n_{\cdot 2}$...	$n_{\cdot j}$...	$n_{\cdot s}$	n

gdzie:

- r – liczba wariantów cechy X,
- s – liczba wariantów cechy Y,
- n_{ij} – liczba obserwacji posiadających i -ty wariant cechy X oraz j -ty wariant cechy Y.

W następnym etapie procedury obliczeniowej należy wyznaczyć prawdopodobieństwa brzegowe zgodnie z formułami (Kukuła, 2003, s. 196):

$$p_{i\cdot} = \frac{n_{i\cdot}}{n}, \quad p_{\cdot j} = \frac{n_{\cdot j}}{n},$$

gdzie:

- $p_{i\cdot}$ – prawdopodobieństwo, że obserwacja przyjmuje i -ty wariant cechy X;
- $p_{\cdot j}$ – prawdopodobieństwo, że obserwacja przyjmuje j -ty wariant cechy Y.

Z kolei prawdopodobieństwa empiryczne wewnątrz tablicy można obliczyć według wzoru:

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{n}$$

gdzie:

p_{ij} – prawdopodobieństwo, że obserwacja przyjmuje i -ty wariant cechy X i j -ty wariant cechy Y .

Następnie mnożąc kolejne prawdopodobieństwa brzegowe dotyczące wierszy przez prawdopodobieństwa brzegowe z poszczególnych kolumn, otrzymuje się macierz prawdopodobieństw teoretycznych p_{ij}^* . Zatem prawdopodobieństwa teoretyczne wyznacza się zgodnie ze wzorem (Ostasiewicz i inni, 1995, s. 264):

$$\hat{p}_{ij}^* = p_{i \cdot} \cdot p_{\cdot j}, \text{ przy czym } \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \hat{p}_{ij}^* = 1, \text{ czyli } 100\%.$$

Obliczone wielkości p_{ij}^* są hipotetycznymi prawdopodobieństwami, które wystąpiłyby, gdyby hipoteza zerowa była prawdziwa, czyli jeżeliby rozpatrywane cechy X i Y były niezależne. Toteż treść hipotezy zerowej i hipotezy alternatywnej można formalnie przedstawić następująco:

$$H_0: p_{ij} = \hat{p}_{ij}^* \text{ przeciwko } H_1: p_{ij} \neq \hat{p}_{ij}^*.$$

Z kolei poszczególne liczebności hipotetyczne \hat{n}_{ij}^* , które wystąpiłyby, gdyby spełniony był warunek o niezależności cech, otrzymuje się mnożąc odpowiednie prawdopodobieństwa teoretyczne \hat{p}_{ij}^* przez liczebność całkowitą n , a więc postępując według wzoru (Zaliaś, 2000, s. 286):

$$\hat{n}_{ij}^* = n \hat{p}_{ij}^*.$$

Porównując elementy macierzy liczebności rzeczywistych n_{ij} z elementami macierzy liczebności teoretycznych \hat{n}_{ij}^* , należy zdecydować, czy odrzucić hipotezę H_0 na skutek wystąpienia dużych różnic między tymi liczebnościami, czy jednak nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Podjęcie decyzji ułatwia zastosowanie statystyki χ^2 , którą przyjmuje się jako

syntetyczną miarę odchylenia liczebności rzeczywistych od liczebności teoretycznych. Wartość statystyki testowej χ^2 oblicza się zgodnie z formułą (Krysicki i inni, 2003, s. 104):

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{(n_{ij} - \hat{n}_{ij}^*)^2}{\hat{n}_{ij}^*}.$$

Statystyka χ^2 , przy założeniu prawdziwości hipotezy H_0 o niezależności cech, ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat o $(r-1)(s-1)$ stopniach swobody. Przyjmuje ona wartości z przedziału $\langle 0, n \min(r-1, s-1) \rangle$. Z budowy jej wyniku, że im większe są rozbieżności między liczebnościami empirycznymi n_{ij} i oczekiwanymi \hat{n}_{ij}^* , tym wyższa jest wartość obliczonej statystyki χ^2 . Statystyka χ^2 jest równa zero, gdy poszczególne liczebności empiryczne i teoretyczne są takie same, a zatem rozpatrywane cechy są stochastycznie niezależne. Z kolei maksymalną wartość równą $n \min(r-1, s-1)$ przyjmuje ona w przypadku zależności funkcyjnej między cechami X i Y (Józwiak, Podgórski, 1995, s. 233).

Przy podejmowaniu decyzji w teście niezależności chi-kwadrat należy brać pod uwagę jednostronny (a konkretnie – prawostronny) obszar krytyczny, który określa nierówność $\chi^2 \geq \chi_\alpha^2$, gdzie χ_α^2 jest wartością krytyczną odczytaną z tablic rozkładu chi-kwadrat dla przyjętego z góry poziomu istotności α i dla $(r-1)(s-1)$ stopni swobody w taki sposób, aby zachodziła relacja $P\{\chi^2 \geq \chi_\alpha^2\} = \alpha$. Obliczoną wartość statystyki testowej χ^2 porównuje się z wartością krytyczną χ_α^2 i jeżeli spełniona zostanie nierówność $\chi^2 \geq \chi_\alpha^2$, to przy przyjętym poziomie istotności hipotezę H_0 należy odrzucić na korzyść hipotezy H_1 . Oznaczać to będzie, że rozpatrywane cechy są zależne. Gdy natomiast zajdzie nierówność $\chi^2 < \chi_\alpha^2$, to nie będzie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niezależności badanych cech.

Do badania siły zależności między cechami wykorzystuje się współczynnik V Cramera. Współczynnik ten jest wielkością niemianowaną i unormowaną – przyjmuje wartości wyłącznie z przedziału $\langle 0, 1 \rangle$. Jeżeli jest

równy 0, to między cechami nie występuje zależność. Z kolei im jest bliższy liczby 1, tym zależność jest silniejsza. Współczynnik V Cramera oblicza się według wzoru (Ostasiewicz i inni, 1995, s. 266):

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n \cdot \min(r-1)(s-1)}}$$

5.3. Wiek respondenta a znajomość przez niego języków obcych

Postawionym zadaniem jest sprawdzenie hipotezy o braku związku między wiekiem respondenta a tym, czy i ile zna języków obcych. A zatem weryfikacji będzie podlegała hipoteza H_0 stanowiąca, że znajomość języków obcych jest niezależna od wieku, wobec hipotezy H_1 , iż to, czy i ile języków obcych zna respondent, jest zależne od jego wieku. Weryfikacja przeprowadzona zostanie za pomocą testu niezależności chi-kwadrat. Dane stanowiące punkt wyjścia do badań zebrane zostały w tabeli 5.2.

Tabela 5.2. Wiek a znajomość języków obcych – liczebności empiryczne (rzeczywiste) według stanu na dzień 31.XII.2011 r.

Wyszczególnienie	Osoby, które nie znają żadnego języka obcego	Osoby, które znają			Suma
		jeden język obcy	dwa języki obce	trzy i więcej języków obcych	
18–24	403	1 511	1 530	269	3 713
25–29	597	1 437	975	222	3 231
30–34	821	1 361	793	162	3 137
35–39	1 018	1 162	567	114	2 861
40–44	975	929	400	103	2 407
45–49	1 032	891	412	73	2 408
50–54	1 291	1 057	407	94	2 849
55–59	1 421	999	419	83	2 922
60–64	1 346	791	302	44	2 483

65–69	868	430	130	44	1 472
Suma	9 772	10 568	5 935	1 208	27 483

Źródło: opracowanie własne na podstawie publikacji GUS: *Kształcenie dorosłych 2011, (2013)*, Warszawa, s. 152.

Na podstawie danych z tabeli 5.2 obliczono prawdopodobieństwa empiryczne. Następnie zakładając stochastyczną niezależność cech, obliczone zostały prawdopodobieństwa teoretyczne. Z kolei mnożąc wyznaczone prawdopodobieństwa hipotetyczne przez $n = 27\,483$, otrzymano liczebności hipotetyczne. Dysponując już wszystkimi elementami macierzy liczebności empirycznych n_{ij} i teoretycznych \hat{n}_{ij}^* , można było obliczyć wartość statystyki testowej χ^2 . Wyniosła ona **3 254,28**.

Mając obliczoną wartość statystyki χ^2 , można przystąpić do weryfikacji hipotezy zerowej o niezależności cech będących przedmiotem analizy. Ponieważ $r = 10$ oraz $s = 4$, tak więc liczba stopni swobody jest równa $(r - 1)(s - 1) = 9 \cdot 3 = 27$. Jeśli przyjmie się poziom istotności α równy 0,001, to dla 27 stopni swobody odczytana z tablic rozkładu chi-kwadrat wartość krytyczna χ_α^2 wynosi 55,48. Porównując obliczoną wartość statystyki χ^2 z wartością krytyczną, otrzymuje się: $\chi^2 = 3\,254,28 > 55,48 = \chi_\alpha^2$.

Ponieważ spełniona jest nierówność $\chi^2 > \chi_\alpha^2$, toteż z prawdopodobieństwem mylnej decyzji wynoszącym 0,001 hipotezę H_0 o niezależności tego, czy i ile języków zna respondent, od tego, w jakim jest wieku, należy odrzucić na rzecz hipotezy alternatywnej orzekając jednocześnie, iż rozpatrywane cechy są zależne. Można więc stwierdzić, że istnieje statystycznie istotny związek między wiekiem i znajomością języków obcych – okazało się bowiem, że uzyskane odchylenia między liczebnościami empirycznymi i teoretycznymi były wystarczająco duże, aby odrzucić przypuszczenie o niezależności. Po przeprowadzeniu dogłębnej analizy wszystkich wyników otrzymanych w toku przeprowadzonych obliczeń, można wyciągnąć wniosek, iż osoby młode względnie częściej znają języki obce, a osoby starsze – relatywnie rzadziej.

5.4. Płeć respondenta a znajomość przez niego języków obcych

Postawionym zadaniem jest sprawdzenie hipotezy o braku związku między płcią respondenta a tym, czy i ile zna języków obcych. A zatem weryfikacji będzie podlegała hipoteza H_0 stanowiąca, że znajomość języków obcych jest niezależna od faktu bycia kobietą tudzież mężczyzną, wobec hipotezy H_1 , iż to, czy i ile języków obcych zna respondent, jest zależne od jego płci. Oczywiście weryfikacja przeprowadzona zostanie za pomocą testu niezależności chi-kwadrat. W tabeli 5.3. umieszczone zostały dane statystyczne GUS dotyczące rozpatrywanych zmiennych.

Tabela 5.3. Płeć a znajomość języków obcych – liczebności empiryczne (rzeczywiste) według stanu na dzień 31.XII.2011 r.

Wyszczególnienie	Osoby, które nie znają żadnego języka obcego	Osoby, które znają			Suma
		jeden język obcy	dwa języki obce	trzy i więcej języków obcych	
mężczyźni	5 063	5 342	2 639	553	13 597
kobiety	4 709	5 226	3 296	655	13 886
Suma	9 772	10 568	5 935	1 208	27 483

Źródło: opracowanie własne na podstawie publikacji GUS: *Kształcenie dorosłych 2011*, (2013), Warszawa, s. 152.

W celu przystąpienia do weryfikacji hipotezy zerowej o niezależności cech będących przedmiotem badania konieczne jest obliczenie statystyki χ^2 oraz znalezienie wartości krytycznej χ^2_α . Statystyka χ^2 wynosi **92,41**. Ponieważ $r = 2$ oraz $s = 4$, tak więc liczba stopni swobody jest równa $(r - 1)(s - 1) = 1 \cdot 3 = 3$. Jeśli przyjmie się poziom istotności α równy 0,001, to dla 3 stopni swobody odczytana z tablic rozkładu chi-kwadrat wartość kry-

tyczna χ^2_{α} wynosi 16,27. Porównując obliczoną wartość statystyki χ^2 z wartością krytyczną, otrzymuje się: $\chi^2 = 92,41 > 16,27 = \chi^2_{\alpha}$.

Skoro spełniona jest nierówność $\chi^2 > \chi^2_{\alpha}$, to z prawdopodobieństwem mylnej decyzji wynoszącym 0,001 hipotezę H_0 o niezależności tego, czy i ile języków zna respondent, od tego, jaka jest jego płeć, należy odrzucić na rzecz hipotezy alternatywnej. Można więc stwierdzić, że istnieje statystycznie istotny związek między płcią i znajomością języków obcych, bowiem kobiety – w porównaniu z mężczyznami – relatywnie częściej znają przynajmniej dwa języki obce.

5.5. Miejsce zamieszkania respondenta a znajomość przez niego języków obcych

Tabela 5.4 zawiera informacje o miejscu zamieszkania respondentów oraz o znajomości przez nich języków obcych.

Tabela 5.4. Miejsce zamieszkania a znajomość języków obcych – liczebności empiryczne (rzeczywiste) według stanu na dzień 31.XII.2011 r.

Wyszczególnienie	Osoby, które nie znają żadnego języka obcego	Osoby, które znają			Suma
		jeden język obcy	dwa języki obce	trzy i więcej języków obcych	
miasto	5 138	6 830	4 092	948	17 008
wieś	4 634	3 738	1 843	260	10 475
Suma	9 772	10 568	5 935	1 208	27 483

Źródło: opracowanie własne na podstawie publikacji GUS: *Kształcenie dorosłych 2011*, (2013), Warszawa, s. 152–153.

Obliczona statystyka χ^2 jest tutaj na poziomie **659,00**. Skoro $r = 2$ oraz $s = 4$, to liczba stopni swobody wynosi $(r - 1)(s - 1) = 1 \cdot 3 = 3$. Jeśli przyjmie się poziom istotności α równy 0,001, to dla 3 stopni swobody wartość krytyczna χ_α^2 wynosi 16,27. Porównując obliczoną wartość statystyki χ^2 z wartością krytyczną, otrzymuje się: $\chi^2 = 659,00 > 16,27 = \chi_\alpha^2$.

Ponieważ spełniona została nierówność $\chi^2 > \chi_\alpha^2$, toteż z prawdopodobieństwem mylnej decyzji wynoszącym 0,001 hipotezę H_0 o niezależności znajomości języków przez respondentów od miejsca zamieszkania tych respondentów należy odrzucić na rzecz hipotezy alternatywnej orzekając jednocześnie, iż rozpatrywane cechy są zależne. Udowodniono bowiem, że języki obce dużo częściej znają osoby z miast niż osoby ze wsi.

5.6. Status respondenta na rynku pracy a znajomość przez niego języków obcych

Tabela 5.5 obejmuje dane na temat znajomości przez respondentów języków obcych i ich statusu na rynku pracy.

Tabela 5.5. Status na rynku pracy a znajomość języków obcych – liczebności empiryczne (rzeczywiste) według stanu na dzień 31.XII.2011 r.

Wyszczególnienie	Osoby, które nie znają żadnego języka obcego	Osoby, które znają			Suma
		jeden język obcy	dwa języki obce	trzy i więcej języków obcych	
pracujący	4 829	6 513	3 665	793	15 800
bezrobotni	1 122	1 068	538	80	2 808
bierni zawodowo	3 811	2 982	1 723	335	8 851
pozostali	10	5	9	0	24
Suma	9 772	10 568	5 935	1 208	27 483

Źródło: opracowanie własne na podstawie publikacji GUS: *Kształcenie dorosłych 2011*, (2013), Warszawa, s. 153.

Obliczona statystyka χ^2 wynosi **437,80**. Ponieważ $r = 4$ oraz $s = 4$, toteż liczba stopni swobody jest równa $(r - 1)(s - 1) = 3 \cdot 3 = 9$. Jeśli przyjmie się poziom istotności α równy 0,001, to dla 9 stopni swobody wartość krytyczna χ^2_α wynosi 27,88. Porównując obliczoną wartość statystyki χ^2 z wartością krytyczną, otrzymuje się: $\chi^2 = 437,80 > 27,88 = \chi^2_\alpha$.

Skoro spełniona jest nierówność $\chi^2 > \chi^2_\alpha$, to z prawdopodobieństwem błędnej decyzji wynoszącym 0,001 hipotezę H_0 o niezależności znajomości języków obcych przez respondentów od ich statusu na rynku pracy należy odrzucić na rzecz hipotezy alternatywnej i orzec, że rozpatrywane cechy są zależne. Języki obce częściej bowiem znają osoby pracujące niż te, które są bezrobotne tudzież bierne zawodowo.

5.7. Poziom wykształcenia respondenta a znajomość przez niego języków obcych

W tabeli 5.6 znajdują się informacje na temat poziomu wykształcenia respondentów oraz znajomości przez nich języków obcych.

Tabela 5.6. Poziom wykształcenia a znajomość języków obcych – liczebności empiryczne (rzeczywiste) według stanu na dzień 31.XII.2011 r.

Wyszczególnienie	Osoby, które nie znają żadnego języka obcego	Osoby, które znają			Suma
		jeden język obcy	dwa języki obce	trzy i więcej języków obcych	
wyższe	409	2 557	2 470	710	6 146
policealne	187	443	274	55	959
średnie zawodowe	1 744	2 727	1 275	149	5 895
średnie ogólnokształcące	575	1 330	953	188	3 046
zasadnicze zawodowe	4 406	2 706	508	45	7 665
gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	2 451	805	455	61	3 772
Suma	9 772	10 568	5 935	1 208	27 483

Źródło: opracowanie własne na podstawie publikacji GUS: *Kształcenie dorosłych 2011*, (2013), Warszawa, s. 154.

Obliczona statystyka χ^2 wyniosła **7 418,11**. Skoro $r = 6$ oraz $s = 4$, zatem liczba stopni swobody jest równa $(r - 1)(s - 1) = 5 \cdot 3 = 15$. Jeśli przyjmie się poziom istotności α równy 0,001, to dla 15 stopni swobody

wartość krytyczna χ^2_α wynosi 37,70, Porównując obliczoną wartość statystyki χ^2 z wartością krytyczną, otrzymuje się: $\chi^2 = 7\,418,11 > 37,70 = \chi^2_\alpha$.

Ponieważ spełniona została nierówność $\chi^2 > \chi^2_\alpha$, toteż z prawdopodobieństwem błędnej decyzji wynoszącym 0,001 hipotezę H_0 o niezależności należy odrzucić na rzecz hipotezy alternatywnej i stwierdzić, że rozpatrywane cechy są zależne. Okazało się bowiem, że języki obce znacznie częściej znają osoby z wyższym i średnim wykształceniem niż te, które mają wykształcenie poniżej średniego.

5.8. Podsumowanie

Można wymieniać wiele pozytywów wynikających ze znajomości języków obcych. Głównym z takich pozytywów jest bez wątpienia wzrost atrakcyjności danej osoby na rynku pracy. Brak kompetencji językowych jest często poważną przeszkodą w przyjęciu kandydata do pracy bądź w późniejszym awansie zawodowym pracownika. Znajomość przynajmniej jednego języka dodatkowego poza ojczystym przestała już być jakimś szczególnym atutem kandydata, ponieważ stała się jednym z podstawowych wymogów – a nie wyróżników – na rynku pracy. Co ciekawe, porozumiewanie się przez człowieka w przynajmniej jednym języku obcym ma również bardzo korzystny wpływ na jego zdrowie.

Ponad jedna trzecia z 27 483 dorosłych Polaków objętych badaniem przez GUS nie posiadała – według stanu na dzień 31.XII.2011 r. – znajomości żadnego języka obcego. Natomiast najliczniejszą grupę respondentów stanowiły osoby znające jeden język obcy – było ich 38,5%. Warto też zwrócić uwagę na fakt, że co dwudziesta trzecia osoba z przebadanych deklарowała, iż zna co najmniej trzy języki obce.

W niniejszym rozdziale przeanalizowano szereg zmiennych, mogących mieć potencjalnie wpływ na zróżnicowanie Polaków pod względem znajomości języków obcych. W toku przeprowadzonych badań udowodniono statystycznie istotną zależność między każdą z rozpatrzonych zmiennych a tym, czy i ile języków obcych zna respondent.

W tym miejscu warto byłoby jeszcze odpowiedzieć sobie na dodatkowe pytanie, a mianowicie na pytanie, jak silne są to zależności. W celu określenia siły występujących zależności można tutaj posłużyć się współczynnikiem V Cramera. Otrzymana wartość wspomnianego współczynnika kształtuje się następująco:

- dla znajomości języków obcych i wieku respondenta: **0,199**;
- dla znajomości języków obcych i płci respondenta: **0,058**;
- dla znajomości języków obcych i miejsca zamieszkania respondenta: **0,155**;
- dla znajomości języków obcych i statusu respondenta na rynku pracy: **0,073**;
- dla znajomości języków obcych i poziomu wykształcenia respondenta: **0,300**.

Reasumując można zatem stwierdzić, że poziom wykształcenia, wiek i miejsce zamieszkania rzutują w znacznym stopniu na fakt znajomości języków obcych przez dorosłych mieszkańców Polski, natomiast takie zmienne jak status na rynku pracy czy płeć mają również wpływ, ale w o wiele mniejszym zakresie. Warto byłoby jeszcze pokusić się o nieco szerszy komentarz na temat charakteru wspomnianych zależności.

Otóż największy odsetek osób nie znających żadnego języka obcego był wśród respondentów z wykształceniem niepełnym podstawowym, podstawowym i gimnazjalnym. Natomiast znajomość co najmniej jednego języka obcego zadeklarowało prawie 82% respondentów z wykształceniem średnim, policealnym bądź wyższym. Na podstawie przeprowadzonych badań można więc zaobserwować silną prawidłowość, że im niższy jest poziom wykształcenia respondentów, tym większy jest odsetek osób bez umiejętności posługiwania się językami obcymi, a czym wyższy poziom wykształcenia respondentów, tym większy jest odsetek osób znających języki obce.

86% osób w wieku od 18 do 29 lat zna co najmniej jeden język obcy, a 43% respondentów z tej grupy wiekowej zadeklarowało, że zna przynajmniej dwa języki obce. Z kolei aż 56% osób w grupie wiekowej 60–69 lat przyznało się do tego, że nie zna żadnego języka obcego. Tak więc znajo-

mość języków obcych charakteryzuje zdecydowanie te osoby dorosłe, które są w grupie młodszych.

Wśród osób zamieszkałych w mieście, niezajomość żadnego języka obcego zadeklarowało 30%, natomiast wśród osób mieszkających na wsi odsetek ten wyniósł aż 44%. Co równie zadziwiające, przynajmniej trzy języki obce zna co osiemnasta osoba z miasta, ale już tylko co czterdziesty mieszkaniec wsi. Tak więc miejsce zamieszkania ma również niebagatelny wpływ na znajomość języków obcych przez Polaków.

W dużo mniejszym stopniu znajomość języków obcych jest uzależniona od statusu badanej osoby na rynku pracy. Warto jednak wspomnieć, że w populacji pracujących znajomości jakiegokolwiek języka poza ojczystym nie posiadało 31% ankietowanych, w grupie bezrobotnych było to już blisko 40%, a w grupie biernych zawodowo – nawet 43%.

U kobiet odnotowano większą znajomość języków obcych niż u mężczyzn, jednak wpływ cechy płeć okazał się najmniejszy wśród wszystkich pięciu rozpatrywanych charakterystyk społeczno-demograficznych. Otóż brak znajomości języka obcego zadeklarowało 37% dorosłych mężczyzn oraz 34% dorosłych kobiet. Z kolei co najmniej dwa języki obce znało 28% kobiet, podczas gdy wśród mężczyzn odsetek ten wyniósł już tylko 23%.

Kończąc powyższe rozważania można więc skonkludować, że najwięcej języków obcych w Polsce znają młode osoby pracujące posiadające wyższe wykształcenie i mieszkające w mieście. Oraz warto dodać jeszcze, że kobiety są zazwyczaj większymi poliglotami od mężczyzn.

BIBLIOGRAFIA

An C., Haveman R., Wolfe B., (1993), Teen Out-of-Wedlock Births and Welfare Receipt: The Role of Childhood Events and Economic Circumstances, *Review of Economics and Statistics*, No. 2.

Barr, N., (2001), *The Welfare State as Piggy Bank – Information, Risk, Un-certainty, and the Role of the State*, New York.

Bartel, A. P., Lichtenberg F. R., (1987), The Comparative Advantage of Educated Workers in Implementing New Technology, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 1.

Becker G.S., (1964), *Human Capital. A Theoretical Analysis with special Reference to Education*, New York.

Berger M. C., Leigh J.P., (1989), Schooling, Self-Selection, and Health, *Journal of Human Resources*, Vol. 24, No. 3.

Blaug M., (1995), *Metodologia ekonomii*, PWN, Warszawa.

Bugaj J.M., Godzwon Z., Lis A., Rybkowski R., Pilch M., (2012), Wpływ sektora szkolnictwa wyższego na PKB, Centrum Badań nad Szkolnictwem Wyższym Uniwersytetu Jagiellońskiego, materiał konferencyjny, Kraków, http://www.ncbir.pl/gfx/ncbir/userfiles/_public/fundusze_europejskie/infrastruktura_i_srodowisko/ewaluacja/wplyw_szkolnictwa_wyzszego_na_pkb_040712_1.pdf

Bundesministerium fuer Bildung und Forschung, (2007), *Die Wirtschaftliche und soziale Lage der Studierenden in der Bundesrepublik Deutschland 2006*, Bonn/Berlin.

Chapman B., (2005), *Income Contingent Loans for Higher Education: Inter-national Reform*, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper 491.

Chmielecka E., (2013), Proces boloński i krajowe ramy kwalifikacji dla szkolnictwa wyższego, *Studia BAS*, nr 35.

Denison E.F., (1962), *The Sources of Economic Growth in the United*

States and the Alternatives Before, Committee for Economic Development, New York.

Dobija D., (2002), Pomiar kapitału ludzkiego i możliwości raportowania wyników, Zarządzanie Zasobami Ludzkimi, nr 5.

Domański S.R., (1993), Kapitał ludzki i wzrost gospodarczy, PWN, Warszawa.

Ederer P., Kopf Ch., Schuller P., Ziegele F., (2000), Umverteilung von un-ten nach oben durch gebuehrenfreie Hochschulausbildung, Arbeitspapier nr 26, Centrum fuer Hochschulausbildung, Guetersloh.

Education at a Glance 2007, 2008, 2012, OECD.

Edvinsson L., (1997), Developing Intellectual Capital at Scandia, Long Range Planning, Vol. 30, No. 30.

Europejska Przestrzeń Badawcza, Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego, <http://www.nauka.gov.pl/europejska-przestrzen-badawcza/europejska-przestrzen-badawcza,akcja.pdf.html> (stan na 10.12.2013).

Glewie P., (1999), Why Does Mother's Schooling Raise Child Health in De-veloping Countries? Evidence from Morocco, The Journal of Human Resources, No. 1.

Gołaszewska-Kaczan U., (2012), Inwestycje w zdrowie jako element inwestycji w kapitał ludzki, Przedsiębiorczość i Zarządzanie, Vol. 13, No. 4.

Gundlach E., Pablo J.N., Waisert N., (2001), Education Is Good for the Poor, WIDER Discussion Paper, Nr 137.

GUS (2007), Nauka i technika w Polsce w 2006 roku, GUS, Warszawa.

GUS, (2006), Oświata i wychowanie w roku szkolnym 2005/2006, Warszawa.

GUS, (2008), Szkoły wyższe i ich finanse w 2007 roku, GUS, Warszawa.

GUS, (2011), Nauka i technika w Polsce w 2009 roku, GUS, Warszawa.

GUS, (2011), Szkoły wyższe i ich finanse w 2010 roku, GUS, Warszawa.

GUS, (2012), Oświata i wychowanie w roku szkolnym 2011/2012, Warszawa.

GUS, (2012), Szkoły wyższe i ich finanse w 2011 roku, GUS, Warszawa.

GUS, (2013), Kształcenie dorosłych 2011, Warszawa.

Harbison F., Myers C.A., (1964), Education, Manpower and Economic Growth, McGraw-Hill, New York, Toronto, London.

Herbst M., Herczyński J., Levitas A., (2009), Finansowanie oświaty w Polsce – diagnoza, dylematy, możliwości, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa.

Hitzan S., Paroush J., (1980), Investment in Human Capital and Social Self Protection under Uncertainty, International Economic Review, No. 3.

<http://www.rp.pl/artukul/616488.html?print=tak>

http://wynagrodzenia.pl/kategoria.php/kategoria_glowna.503

Jarecki W., (2011), Szacowanie kosztów i efektów kształcenia ekonomicznego na poziomie wyższym, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.

Jarecki W., Kunasz M., Mazur-Wierzbicka E., Zwiech P., (2010), Gospodarowanie kapitałem ludzkim, Economicus, Szczecin.

Johnstone, D. B., (2004), The economics and politics of cost sharing in higher education: comparative perspectives, Economics of Education Review, Vol. 23.

Józwiak J., Podgórski J., (1995), Statystyka od podstaw, PWE, Warszawa.

Kirchner M., (2007), Geschenker Wohlstand – Bildungsrenditen eines gebührenfreien Hochschulstudium, Universität Potsdam, Potsdam.

Klimczak B., (2003), Rola edukacji w przygotowaniu mobilnych i aktywnych uczestników rynku pracy, w: Jak tworzyć w Polsce nowe miejsca pracy, red. A. Noga, PTE, Warszawa

Konrad Group, (1989), *The Invisible Balance Sheet: Key indicators for accounting, control and valuation of know-how companies*, Affarsvarlden/Ledarskap, Stockholm;

Korolewska M., (2010), *Rola państwa w finansowaniu oświaty*, Studia BAS nr 22 [http://orka.sejm.gov.pl/WydBAS.nsf/0/DBAF0C4300778865C1257A48002873D0/\\$file/BAS_22-7.pdf](http://orka.sejm.gov.pl/WydBAS.nsf/0/DBAF0C4300778865C1257A48002873D0/$file/BAS_22-7.pdf).

Kot S., Jakubowski J., Sokołowski A., (2007), *Statystyka. Podręcznik dla studiów ekonomicznych*, DIFIN, Warszawa.

Krysicki W., Bartos J., Dyczka W., Królikowska K., Wasilewski M., (2003), *Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna w zadaniach. Część II*, PWN, Warszawa.

Kukuła K., (2003), *Elementy statystyki w zadaniach*, PWN, Warszawa.

Kunasz M., (2006), *Analiza efektywności tworzenia wartości dodanej w oparciu o wykorzystanie materialnych i niematerialnych aktywów metodą VAIC™ – wyniki badań*, Problemy Jakości, nr 3.

Kunasz M., (2007), *Wpływ funkcji personalnej na efektywność funkcjonowania podmiotu i kształtowanie kapitału intelektualnego*, w: *Zarządzanie kapitałem ludzkim w gospodarce*, red. D.Kopycińska, Katedra Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 124.

Kunasz M., (2008), *VAIC™ Method – Identifying Links Between Human Capital Investment and the Efficiency of Creating Added Value by Enterprise Assets*, *Journal of International Studies*, Vol. 1, No. 1.

Kunasz M., (2009), *Pomiar kapitału intelektualnego organizacji metodą VAIC*, w: *Gospodarowanie kapitałem ludzkim w gospodarce opartej na wiedzy*, red. E.Skrzypek, A. Sokół, Instytut Wiedzy i Innowacji, Warszawa.

Kunasz M., (2012), *Regionalne rozgłośnie radiowe na rynku radiowym w Polsce*, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, nr 243.

Mankiw N., Romer D., Weil D., (1992), *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2.

Marchewka-Bartkowiak K., (2010), *Problem długu publicznego w Unii Europejskiej ze szczególnym uwzględnieniem kryteriów z Maastricht*,

Studia Bas, nr 23.

Mincer J., (1958), Investment in Human Capital and Personal Income, Journal of Political Economy, nr 4.

Mobility strategy 2020 for the European Higher Education Area (EHEA),

http://www.nauka.gov.pl/g2/oryginal/2013_05/4f19a430e40622e91f3605b4471d443c.pdf (stan na 13.12.2013).

Obszar IV Pakt dla Edukacji
http://www.uni.wroc.pl/sites/default/files/Obszar%20IV%20Pakt%20dla%20Edukacji_0.pdf (stan na 10.12.2013).

OECD, (2012), Education at a Glance 2012 OECD Indicators, OECD.

Okólski M., (2004), Demografia zmiany społecznej, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa.

Osbert-Pociecha G., Karaś M., (1999), Wykorzystanie koncepcji zarządzania zintegrowaną wiedzą pracowników (kapitałem intelektualnym) w reengineeringu przedsiębiorstwa, Przegląd Organizacji, nr 3.

Ostasiewicz S., Rusnak Z., Siedlecka U., (1995), Statystyka. Elementy teorii i zadania, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław.

Pawlikowski J. M., (2007), Perspektywy europejskiego szkolnictwa wyższego w świetle Procesu Bolońskiego, w: Poszukiwanie modelu szkoły wyższej w procesie integracji z Unią europejską, red. J. Mączyński, W. Demecki, Legnica.

Pechar H., Keber Ch., (1996), Abschied vom Nulltarif – Argumente für sozialverträgliche Studiengebühren, Universitaet Wien.

Pritchett L., (2001), Where has all the education gone? The World Bank Economic Review, Vol 15, No 3.

Proces boloński tworzenie europejskiego obszaru szkolnictwa wyższego,

http://europa.eu/legislation_summaries/education_training_youth/lifelong_learning/c11088_pl.htm (stan na 10.12.2013).

Psacharopoulos G., (1995), The Profitability of Investment in Education, Univ. Oldenburg, Paper Reviews.

Pulic A., (2000a), Measuring the Performance of Intellectual Potential in Knowledge Economy, www.measuring-ip.at.

Pulic A., (2000b), VAIC™ - An Accounting Tool for IC Management, Austrian Intellectual Capital Research Center, January.

Pulic A., (2000c), Value Creation Efficiency Analysis (powered by VAIC™), <http://www.knowledgesystems.org/>

Pulic A., Intellectual Capital – Does it Create or Destroy Value, Measuring Business Excellence, Vol. 8, No. 1.

Rogers M.L., (2008), Directly unproductive schooling: How country characteristics affect the impact of schooling on growth, European Economic Review, No 52.

Ross G., Ross J., (1997), Measuring your Company's Intellectual Performance, Long Range Planning, June.

Saxton J., (2000), Investment in Education: Private and Public Returns, Joint Economic Committee United States Congress.

Schultz T.W., (1961a), Education and Economic Growth, University of Chicago Press, Chicago.

Schultz T.W., (1961b), Investment in human capital, American Economic Review, Vol. 51, No. 1.

Schultz, T.W., (1971), Investment in Human Capital. The Role of Education and of Research, The Free Press, New York, London.

Schumann Ch., (2001), Zum Aufbau von Humankapital: Investitionen in höhere Bildung in Estland, Potsdam.

Solow R.M., (1956), A Contribution to the Theory of Economic Growth, Quarterly Journal of Economics, Vol. 70, No. 1.

Stoker E., Streckeisen U., Wolter S.C., (1998), Indikatoren zum Humankapital, Bundesamt fuer Statistik, Neuchatel.

Strategia rozwoju szkolnictwa wyższego w Polsce do 2020 roku (2010), Ernst & Young i Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową,

Warszawa.

Strojny M., (2003), Metody i narzędzia pomiaru kapitału intelektualnego w organizacji, Pomiar i rozwój kapitału ludzkiego przedsiębiorstwa, Polska Fundacja Promocji Kadr, Warszawa.

Sveiby K.E, (1997), The New Organizational Wealth: Managing & Measuring Knowledge – Based Assets, Berret-Koehler, San Francisco.

Sveiby K.E., (2004), Methods for measuring Intangible Assets, July, available at: <http://www.sveiby.com/articles/>

Szkolnictwo wyższe w Polsce (2013), MNiSW, Warszawa, http://www.nauka.gov.pl/g2/oryginal/2013_07/0695136d37bd577c8ab03acc5c59a1f6.pdf

Szreder M., (2013), Wykształcenie a długość i jakość życia, Polityka Społeczna, nr 7.

Toczyńska J., (2012), Modelowanie procesów zarządzania w szkole wyższej, Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej, Organizacja i Zarządzanie, nr. 60.

Traktat o funkcjonowaniu Unii Europejskiej, art. 165, Dz. U. 2004.90.864/2.

Turczak A., Zwiech P., (2013), Czynniki wpływające na strukturę wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych w Polsce, Studia i Prace WNEIZ nr 33.

Ujwary-Gil A., (2009); Kapitał intelektualny a wartość rynkowa przedsiębiorstwa, C.H.Beck, Warszawa.

Ustawa z dnia 18 marca 2011 r. o zmianie ustawy – Prawo o szkolnictwie wyższym, ustawy o stopniach naukowych i tytule naukowym oraz o stopniach i tytule w zakresie sztuki oraz o zmianie niektórych innych ustaw, Dz. U. z 2011 r. Nr 84, poz. 455, Nr 112, poz. 654, z 2012 r. poz. 1544.

Ustawa z dnia 29 sierpnia 2009 r. o finansach publicznych, Dz. U. nr 157, poz. 1240, z późniejszymi zmianami.

Venniker R., (2001), Social Returns to Education: A Survey of Recent

Lit-erature on Human Capital Externalities, CPB Report nr 1.

Wolter C., Weber B., (2005), Bildungsrendite-ein zentraler oekonomischer Indykator des Bildungswesens, Das Magazin fuer Wirtschaftspolitik, nr 10.

Wolter, S. C., (2001), Bildungsfinanzierung zwischen Markt und Staat, Zürich.

Zieliaś A., (2000), Metody statystyczne, Polskie Wydawnictwo Ekonomicz-ne, Warszawa.

Zwiech P. (red.), (2013), Zróźnicowanie gospodarek unijnych – aspekty ekonomiczne, Economicus, Szczecin.

Zwiech P. (red.), (2013), Zróźnicowanie gospodarek unijnych – aspekty społeczne, Economicus, Szczecin.

Zwiech P., (2010), Poziom zatrudnienia w krajach Unii Europejskiej – realizacja celów Strategii Lizbońskiej i wytycznych strategii Europe 2020, w: Wybory podmiotów decyzyjnych w warunkach globalizacji, red. D. Kopycińska, Volumina, Szczecin.

Zwiech P., Mazur – Wierzbicka E., (2013), Ubóstwo a nierównomierność rozkładu dochodów w krajach Unii Europejskiej, w: Zróźnicowanie gospodarek unijnych – aspekty społeczne, red. P. Zwiech, Economicus, Szczecin.