

*Edyta Łaszkiwicz\**

## MIĘDZYREGIONALNE ZRÓŻNICOWANIE POZIOMU SPOŻYCIA WYBRANYCH ARTYKUŁÓW ŻYWNOŚCIOWYCH

**Streszczenie.** Celem badania jest analiza międzyregionalnych różnic w poziomie spożycia wybranych artykułów spożywczych przez gospodarstwa domowe. W pierwszej części badania skoncentrowano się na identyfikacji grup województw o zbliżonej strukturze konsumpcji, zaś w części drugiej podjęto próbę wyjaśnienia przyczyn występowania różnic regionalnych. W badaniu skorzystano z danych indywidualnych pochodzących z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych za 2011 r. Uzyskane wyniki potwierdzają występowanie istotnych statystycznie różnic wojewódzkich w ilości konsumowanych przez gospodarstwa domowe produktów. Różnice te nie zostały w pełni wyjaśnione przez indywidualne cechy gospodarstw domowych i dodatkowe zmienne kontekstowe. Fakt ten może sugerować obecność innych czynników, takich jak regionalne wzorce konsumpcji.

**Słowa kluczowe:** konsumpcja, artykuły żywnościowe, gospodarstwa domowe, heterogeniczność przestrzenna, analizy przestrzenne.

### 1. WPROWADZENIE

Przestrzenny wymiar zróżnicowania konsumpcji stanowi nieodłączny element badań dotyczących zachowań nabywczych. Dysproporcje przestrzenne w tym zakresie rzadko jednak stanowią główny cel badania, uzupełniając jedynie zestaw czynników determinujących wzorce konsumpcyjne (np. Hałka 2011). Te prace, które stawiają sobie analizę tego rodzaju różnic za cel nadrzędny, odnoszą się zaś najczęściej do zróżnicowania w relacji miasto-wieś (Wysocki, Kurzawa 2006; Kurzawa 2012). Ograniczenie rozważań dotyczących przestrzennego zróżnicowania konsumpcji do dysproporcji związanych z poziomem zurbanizowania wydaje się niewystarczające z uwagi na pominięcie aspektów regionalnych.

Wnioski dotyczące występowania międzyregionalnych różnic w zachowaniach konsumpcyjnych widoczne są zarówno w analizach prowadzonych dla poszczególnych produktów spożywczych, np. pieczywa (Goryńska-Goldmann 2010), jak i przy wykorzystaniu danych zagregowanych, tj. poziomu wydatków

---

\* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii Przestrzennej, [elaszkiewicz@uni.lodz.pl](mailto:elaszkiewicz@uni.lodz.pl)

konsumpcyjnych ogółem (Cyrek 2013). Rozważania te pomijają skalę dysproporcji regionalnych w ujęciu produktowym, jak również przyczyny występowania zróżnicowania, które mogą być związane z regionalną koncentracją wybranych cech (m.in. poziomu dochodów), ale również mogą wynikać z różnic w zwyczajach konsumpcyjnych.

Celem niniejszego badania jest identyfikacja różnic w spożyciu artykułów żywnościowych przez gospodarstwa domowe w ujęciu wojewódzkim. Dodatkowo podjęto próbę wyjaśnienia przyczyn zróżnicowania regionalnego poziomu konsumpcji. Pierwszy z postawionych celów zrealizowano, korzystając z metod wielowymiarowej analizy porównawczej umożliwiającej pogrupowanie regionów według zbliżonej struktury konsumpcji. Analizę przyczyn dysproporcji regionalnych umożliwiło zastosowanie modeli tobitowych z efektami stałymi oraz ze zmiennymi kontekstowymi.

## **2. ASPEKT PRZESTRZENNY W TEORII WYBORU KONSUMENTA**

Rozważając wpływ przestrzeni na dokonywane przez konsumentów wybory, należy wziąć pod uwagę jej znaczenie jako: 1) otoczenia, w którym nabywca dokonuje decyzji zakupowych; 2) czynnika modyfikującego preferencje konsumentów. Płaszczyzny te wzajemnie się uzupełniają i w rzeczywistości nie jesteśmy w stanie rozpatrywać ich oddzielnie. Bezpośrednie oddziaływanie przestrzeni geograficznej jest konsekwencją lokalizacji nabywcy w określonym miejscu. W efekcie konsumenci posiadający tę samą hierarchię potrzeb i przypisujący danemu dobru tę samą użyteczność (zakładając brak różnic w poziomie dochodów oraz zbliżone cechy społeczno-demograficzne) mogą podejmować inne decyzje zakupowe z uwagi na to, że ich położenie w przestrzeni geograficznej jest inne.

Nawiązanie do tak rozumianego znaczenia przestrzeni geograficznej znaleźć można w teorii ośrodków centralnych Christallera (1966). Za jedną z pierwszych prób określenia bezpośredniej roli przestrzeni w decyzjach konsumentów uznać można zaś alternatywną postać prawa grawitacji detalu Reilly'ego zaproponowaną przez Huffa (1963). Probabilistyczny model grawitacji Huffa zakłada bowiem, że konsument, wybierając miejsce zakupu dobra, nie zawsze decyduje się na wybór centralnie położonego ośrodka. Model ten pozwala określić prawdopodobieństwo wyboru miejsca zakupu, w przypadku gdy przestrzeń, w jakiej znajduje się potencjalny nabywca, jest wysoce zurbanizowana, a co za tym idzie – posiada wiele dogodnie położonych miejsc zakupu o różnej wielkości i funkcjonalności (Golledge, Stimson 1997: 52–56).

Rola lokalizacji ogranicza się w powyższym przypadku do wyboru miejsca zakupu, nie zaś wyboru określonego dobra. W efekcie określona zostaje użyteczność miejsca zakupu, a nie użyteczność dobra. Mimo tego użyteczność produktu może być warunkowana pośrednio lokalizacją konsumenta. Określenie wpływu lokalizacji konsumenta na zmiany użyteczności dobra wydaje się jednak stosunkowo trudnym zadaniem z punktu widzenia analiz empirycznych. Sprowadza się bowiem do określenia sposobu, w jaki zmieniają się decyzje konsumenta dotyczące zakupu dobra, nie tylko w zależności od posiadanych dochodów, cech społeczno-demograficznych, czy poziomu cen, ale dodatkowo w zależności od dostępności dobra mierzonej przykładowo odległością do miejsca jego zakupu. Gayler (1974: 108) określił tego typu czynnik mianem skłonności do przemieszczania się (ang. *consumer travel behaviour*). Przestrzeń rozpatrywana jest u niego jako dystans dzielący miejsca zakupu dóbr oraz odległość nabywcy od tych miejsc. Empiryczna weryfikacja wpływu przestrzeni na dokonywane wybory sprowadza się do wskazania, jakie dobra są nabywane przez konsumentów w poszczególnych miejscach zakupu położonych w danej odległości od nabywcy.

Wpływ przestrzeni może mieć również charakter pośredni. Wiąże się to z heterogenicznością przestrzenną tych cech konsumentów, które mają znaczenie w procesie podejmowania decyzji zakupowych. Analiza komponentu przestrzennego w tym kontekście odwołuje się w dużym stopniu do psychologii i socjologii. Współczesne modyfikacje tradycyjnej teorii wyboru konsumenta kładą nacisk na znaczenie aspektów psychologicznych w procesie decyzyjnym. Próba zaadaptowania koncepcji wywodzących się ze wspomnianych nauk zaowocowała m.in. uwzględnieniem przestrzennych zachowań konsumentów (ang. *consumer spatial behaviour*).

Proces zaspokajania potrzeb odbywa się w danych warunkach społecznych, kulturowych i ekonomicznych, a więc w określonej przestrzeni (m.in. geograficznej). Przytaczane w literaturze klasyfikacje uwarunkowań zachowań konsumentów akcentują rolę czynników o charakterze przestrzennym oraz wskazują na te, które wiążą się z funkcjonowaniem w określonej przestrzeni geograficznej. Część klasyfikacji wyodrębnia przestrzeń jako oddzielny czynnik oddziałujący na zachowania konsumenta, określając go mianem czynnika geograficznego. Pozostałe klasyfikacje rozdzielały cechy, jakie przypisać można danej przestrzeni geograficznej, wiążąc je z takimi czynnikami, jak: otoczenie przyrodniczo-techniczne, społeczno-kulturalne czy osobowe. Sposób, w jaki przestrzeń determinuje określone zachowania konsumenta, związany jest dodatkowo z jej wpływem na indywidualne preferencje jednostki. Te ostatnie kształtują się pod wpływem nie tylko wrodzonych cech, ale również determinowane są przez środowisko, w którym funkcjonuje jednostka (Żelazna i in. 2002: 93). Sposoby uwzględnienia uwarunkowań przestrzennych jako czynnika determinującego zachowania konsumentów przedstawione zostały w Tabeli 1.

Tabela. 1. Aspekt przestrzenny w wybranych klasyfikacjach czynników determinujących zachowania konsumentów

Autor	Determinanty zachowań konsumentów		Aspekt przestrzenny
Kall (1992)	czynniki osobowe		miejsce zamieszkania
	czynniki społeczne		kultura
Boczar, Kossut (1983)	czynniki przyrodniczo-techniczne		klimat, warunki geograficzne
	czynniki społeczno-psychologiczne		tradycje związane z charakterem i sposobem konsumpcji
Szwacka-Salomonowicz, Zielińska (1996)	czynniki biologiczne		klimat, ekologia
	czynniki demograficzne		miejsce zamieszkania
	czynniki psychospołeczne		tradycje
	czynniki społeczno-zawodowe		stopień urbanizacji
Zakrzewski (1989)	uwarunkowania ekonomiczne		wartość wytworzonego dochodu narodowego
Mynarski (1990)	czynniki o charakterze rodzinnym (wewnętrzne)		miejsce zamieszkania
	czynniki zewnętrzne		wartość wytworzonego dochodu narodowego
Żelazna (2000, 2002)	wewnętrzne uwarunkowania konsumpcji (czynniki konsumpcji w skali mikro)	demograficzne	lokalizacja gospodarstwa domowego
		czynniki fizjologiczne i psychologiczne	potrzeby
	zewnętrzne uwarunkowania konsumpcji (czynniki konsumpcji w skali makro)	geograficzne	
		gospodarczo-ekonomiczne	rozwój gospodarczy

Źródło: opracowanie własne na podstawie Żelazna i in. (2002: 80–93).

Konsekwencją oddziaływania przestrzeni na dokonywane przez konsumentów wybory może być powstawanie tzw. przestrzennych wzorców konsumpcji. Posiłkując się informacjami dotyczącymi cech przestrzeni, w jakiej przebywają nabywcy, można określić ich potencjalny profil konsumpcyjny. Oznacza to możliwość rozpatrywania typów konsumentów w zależności od danego miejsca. Odwołania do tego rodzaju podziału nabywców odnaleźć można w wybranych typologiach. W klasyfikacji AIO (*Attitudes Interests and Opinions*) wskazać

można dwa typy konsumentów, których preferencje wynikają m.in. ze środowiska w którym się znajdują:

– „*Cathy*” (zadowolona gospodyni domowa) – mieszkanka małego miasteczka;

– „*Deale*” (mężczyzna rodzinny) – mieszkaniec wsi.

W klasyfikacji polskich konsumentów opracowanej przez agencję badań marketingowych IQS and QANT Group powiązanie preferencji konsumenta z jego lokalizacją jest również widoczne. Wśród grup nabywców cechujących się przynależnością do określonej przestrzeni wskazać można:

– „*The top*” – mieszkańcy dużych miast;

– „Męskie sedno klasy średniej” – mieszkańcy dużych miast;

– „Zdecydowane emancypantki” – większość z nich zamieszkuje miasta;

– „Weterani czynu społecznego” – ponad połowa mieszka na wsi;

– „Nieufni pesymiści” – przede wszystkim mieszkańcy wsi;

– „Więjsey tradycjonałiści” – głównie mieszkańcy wsi.

Typologie te akcentują miejsce zamieszkania konsumenta, podkreślając tym samym wpływ, jaki ma ono na kształtowanie się określonych zachowań nabywczych. Wynika to przede wszystkim ze stylu życia, jaki reprezentują mieszkańcy poszczególnych jednostek terytorialnych, w szczególności zaś mieszkańcy obszarów wiejskich i miast. Analizując profile konsumentów pod kątem stylu życia, podobnie jak w przypadku poprzednich klasyfikacji, zauważyć można bezpośrednie odniesienie do lokalizacji nabywcy. W typologii konsumentów stworzonej przez agencję GfK Polonia, bazującej na prowadzonym przez nabywców stylu życia wskazać można (Żelazna i in. 2002:160–171):

– „Zdobycy” – głównie mieszkańcy większych miast;

– „Pionierzy” – duży udział mieszkańców miast;

– „Elita” – mieszkańcy dużych miast;

– „Tradycjonałiści” – mieszkańcy wsi i małych miasteczek.

Ujęcie to wiąże się z podziałem funkcjonalnym jednostek terytorialnych. Subsegmenty lub subrynki konsumentów zamieszkujących poszczególne obszary mogą zostać wydzielone m.in. w oparciu o lokalizację.

### 3. MIĘDZYREGIONALNE ZRÓŻNICOWANIE POZIOMU SPOŻYCIA WYBRANYCH ARTYKUŁÓW ŻYWNOŚCIOWYCH W POLSCE

W celu identyfikacji różnic w poziomie konsumpcji wybranych produktów spożywczych wykorzystano dane indywidualne pochodzące z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych za 2011 rok. W pierwszej kolejności obliczono podstawowe statystyki opisowe dla 34 artykułów żywnościowych, stosując

kategorię przeciętnej miesięcznej ilości produktu przypadającego na jednostkę ekwiwalentną<sup>1</sup>. Wyniki dla wybranych produktów zaprezentowano w Tabeli 2.

Tabela 2. Przeciętne miesięczne spożycie wybranych produktów spożywczych na jednostkę ekwiwalentną wg województw

Produkt (jednostka)	Min (województwo)	Max (województwo)	Jednoczynnikowa ANOVA (p-value)*
Ryż (kg/je/mc)	0,212 (kuj.-pomorskie)	0,466 (świętokrzyskie)	0,000
makaron (kg/je/mc)	0,432 (pomorskie)	0,817 (świętokrzyskie)	0,000
mleko (l/je/mc)	1,586 (pomorskie)	6,677 (podkarpackie)	0,000
jaja (szt. /je/mc)	17,945 (pomorskie)	23,254 (podkarpackie)	0,000
masło (kg/je/mc)	0,214 (podlaskie)	0,552 (wielkopolskie)	0,000
cukier (kg/je/mc)	1,348 (pomorskie)	2,595 (świętokrzyskie)	0,000
banany (kg/je/mc)	0,478 (lubelskie)	0,767 (dolnośląskie)	0,000
jabłka (kg/je/mc)	1,491 (śląskie)	2,344 (świętokrzyskie)	0,000
gruszki (kg/je/mc)	0,081 (małopolskie)	0,191 (zachodniopomorskie)	0,000
pomidory (kg/je/mc)	1,216 (śląskie)	1,741 (łódzkie)	0,000
cebula (kg/je/mc)	0,609 (wielkopolskie)	1,131 (świętokrzyskie)	0,000
marchew (kg/je/mc)	0,735 (łódzkie)	1,403 (świętokrzyskie)	0,000

\* Poziom prawdopodobieństwa testowego.

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD 2011.

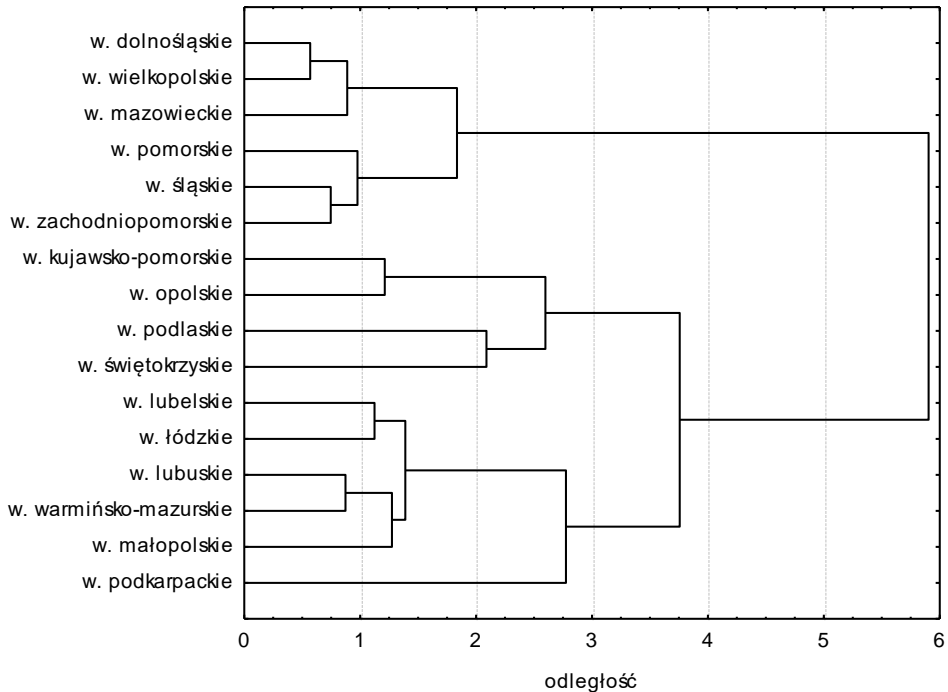
Zgodnie z wynikami jednoczynnikowej analizy ANOVA co najmniej jedna para województw odznacza się różnym poziomem przeciętnego miesięcznego spożycia przypadającego na jednostkę ekwiwalentną. Sytuację tę odnotowano dla każdego badanego produktu żywnościowego<sup>2</sup>. Zauważyć można, że wybór

<sup>1</sup> Jednostka ekwiwalentna obliczona została przy wykorzystaniu tzw. zmodyfikowanej skali ekwiwalentności. Umożliwiła ona porównanie sytuacji gospodarstw domowych różniących się wielkością i strukturą demograficzną.

<sup>2</sup> Wyniki analizy należy traktować z dużą ostrożnością z uwagi na brak jednorodności wariancji zmiennych. Mając na uwadze powyższe, jak również wiedząc, że rozkład zmiennych nie

regionów o najniższym i najwyższym poziomie spożycia zależy od rozpatrywanego produktu. W grupie 12 produktów aż 11 województw wyróżniało się pod względem poziomu konsumpcji w przeliczeniu na jednostkę ekwiwalentną, osiągając minimum lub maksimum. Zdecydowanie najczęściej ponadprzeciętnym poziomem konsumpcji wyróżniało się województwo świętokrzyskie, a najmniejszym pomorskie.

W dalszej kolejności przeprowadzono podział województw, grupując je względem poziomu konsumpcji 34 produktów spożywczych. Grupowania dokonano, korzystając z metody Warda reprezentującej hierarchiczne aglomeracyjne metody analizy skupień (por. Panek 2008). Przy wyznaczaniu skupień wykorzystano odległość euklidesową. Na podstawie wyników analizy (Wykres 1) wyróżnić można trzy grupy województw, które odznaczają się podobnymi (w obrębie skupienia) wzorcami konsumpcji i różnicami tychże wzorców pomiędzy grupami.



Wykres 1. Dendrogram wzorców konsumpcji w województwach

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD 2011 w programie Statistica.

jest normalny, przeprowadzono nieparametryczny test Kruskala-Wallisa. Potwierdził on wnioski wynikające z analizy ANOVA.

Do grupy I zaliczono takie województwa jak: dolnośląskie, wielkopolskie, mazowieckie, pomorskie, zachodniopomorskie i śląskie. Regiony te odznaczają się ponadprzeciętną konsumpcją wędlin drobiowych, oliwy z oliwek, nasion i orzechów, jabłek, jogurtów i bananów. Jednocześnie we wszystkich spośród wymienionych poziom konsumpcji buraków, cukru, jaj, kapusty, kaszy, mleka, mięsa wieprzowego oraz ziemniaków był niższy od średniej krajowej w 2011 r.

Drugą grupę regionów o podobnych wzorcach konsumpcji utworzyły województwa: kujawsko-pomorskie, opolskie, podlaskie, świętokrzyskie. Cechą charakterystyczną dla wszystkich jest zwiększona konsumpcja ziemniaków i niższe niż w pozostałych regionach spożycie oliwy z oliwek oraz owoców jagodowych.

Do ostatniej grupy należą województwa: lubelskie, lubuskie, łódzkie, warmińsko-mazurskie, małopolskie i podkarpackie. Regiony te odznaczają się na tle pozostałych niższym spożyciem bananów, jabłek i jogurtów. Z wyjątkiem województwa warmińsko-mazurskiego, we wszystkich regionach zaklasyfikowanych do grupy III spożywa się również mniej ryb słodkowodnych oraz więcej kaszy.

Analiza wartości funkcji prawdopodobieństwa wskazuje również znaczną odrębność województwa podkarpackiego w sferze konsumpcji, na co wskazuje stosunkowo późno widoczne włączenie regionu do grupy III. Na tle innych regionów województwo podkarpackie odznacza się najwyższym spożyciem jaj, kapusty, mleka i konserw rybnych, zaś najniższym mięsa wieprzowego oraz orzechów, nasion i pestek.

Analogiczne grupowanie przeprowadzono dla produktów. Wyodrębniono 6 skupień zawierających produkty o zbliżonym poziomie konsumpcji w 16 województwach. Grupa I zawiera wyłącznie jeden produkt – ziemniaki, które we wszystkich regionach Polski spożywane są w największej ilości, stosując przelicznik kg/je/mc. W drugiej grupie znalazły się: cukier, jaja, mleko, mięso wieprzowe, kury, kurczęta, koguty. Do grupy III zaliczono: cebulę, kapustę, marchew, pomidory, owoce cytrusowe, wędliny wysokogatunkowe i kiełbasy trwałe. Do grupy IV: banany, jabłka, jogurty, makarony, owoce jagodowe, wędliny drobiowe. W skład grupy V wchodzi: buraki, kalafiorowate, kasza, masło, ryż, sól, ryby morskie. Ostatnią grupę (VI) tworzą produkty odznaczające się najniższym poziomem spożycia: gruszki, miód, konserwy mięsne, konserwy rybne, mięso baranie i kozie, mięso wołowe, oliwa z oliwek, ryby słodkowodne, orzechy, nasiona, pestki jadalne.

Wyniki analizy wskazują na występowanie międzyregionalnych różnic we wzorcach konsumpcyjnych. Przeciętny poziom spożycia artykułów żywnościowych różni się w przypadku wybranych par województw nawet dwukrotnie. Grupowanie województw jedynie w niewielkim stopniu sugeruje wpływ czynników związanych z lokalizacją regionu (np. dostęp do morza) na kształtowanie się wzorców spożycia. Podobne preferencje konsumpcyjne wykazują bowiem regiony oddalone od siebie i różniące się pod względem warunków klimatycz-



nych czy ukształtowania terenu. Chociaż regiony nadmorskie zaklasyfikowane zostały do jednej grupy, wzorce konsumpcji na tych terenach są zbliżone do tych, jakie obserwować można w województwach centralnej i południowej Polski. Analogicznie, województwo lubuskie weszło w skład skupiska regionów zlokalizowanych we wschodniej i południowej części Polski.

#### 4. PRÓBA WYJAŚNIANIA PRZYCZYŃ MIĘDZYREGIONALNEGO ZRÓŻNICOWANIA KONSUMPCJI

W dalszej kolejności dokonano próby identyfikacji czynników wpływających na różnicowanie spożycia wybranych artykułów żywnościowych na poziomie wojewódzkim. Cel ten został osiągnięty przy zastosowaniu technik modelowania ekonometrycznego.

##### 4.1. Metoda badania

W celu wyjaśnienia przyczyn międzyregionalnych różnic w spożyciu określonych produktów, w pierwszej kolejności estymacji poddano model tobitowy. Wybór modelu podyktowany był lewostronnym ocenianiem zmiennej objaśnianej (Gruszczynski 2010). Ogólną postać modelu zapisać można następująco:

$$y_{ijk}^* = \beta x_j + \delta d_i + \varphi d_k + \varepsilon_{ijk}, \quad \varepsilon_{ijk} \sim IDD(0, \sigma^2) \quad (1)$$

gdzie:  $y_{ijk}^*$  – zmienna ukryta (nieobserwowalna),  $x_j$  – 23-wymiarowy wektor zmiennych objaśniających charakteryzujących  $j$ -te gospodarstwo domowe,  $d_i$  – 33-wymiarowy wektor zmiennych binarnych identyfikujących produkt spożywczy,  $d_k$  – 15-wymiarowy wektor zmiennych binarnych dla lokalizacji gospodarstwa domowego  $j$  w województwie  $k$ ,  $\beta$ ,  $\varphi$ ,  $\delta$  – wektory parametrów,  $\varepsilon_{ijk}$  – składnik losowy. Dodatkowo relację między zmienną ukrytą a obserwowalną zapisać można jako:

$$y_{ijk} = \begin{cases} y_{ijk}^* & \text{gdy } y_{ijk}^* > 0 \\ 0 & \text{gdy } y_{ijk}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

gdzie:  $y_{ijk}$  – obserwowalna zmienna zależna, tj. ilość produktu spożywczego  $i$  zakupiona w ciągu miesiąca przez gospodarstwo domowe  $j$  zlokalizowane w województwie  $k$  w przeliczeniu na jednostkę ekwiwalentną. Opis zmiennych objaśniających prezentuje Tabela 3.

Tabela 3. Charakterystyka zmiennych objaśniających wykorzystanych w badaniu

Nazwa zmiennej	Opis	Średnia (odsetek)
pleć	pleć głowy gospodarstwa domowego, zmienna binarna (1, gdy mężczyzna)	0,624
wiek	wiek głowy gospodarstwa domowego	51,417
los	liczba osób w gospodarstwie domowym	2,869
ln_doch	logarytm naturalny poziomu dochodów rozporządzalnych gospodarstwa	7,906
Stopień urbanizacji (zmiennie binarne):		
gz_1	obszar gęsto zaludniony*	0,400
gz_2	obszar średnio zaludniony	0,143
gz_3	obszar słabo zaludniony	0,457
Klasa miejscowości zamieszkania (zmiennie binarne):		
klm_1	500 tys. mieszkańców i więcej*	0,126
klm_2	200 – 499 tys. Mieszkańców	0,090
klm_3	100 – 199 tys. Mieszkańców	0,071
klm_4	20 – 99 tys. Mieszkańców	0,172
klm_5	poniżej 20 tys. Mieszkańców	0,118
klm_6	Wieś	0,423
Typ biologiczny gospodarstwa domowego (zmiennie binarne):		
typ_1	para bez dzieci*	0,230
typ_2	para z 1 dzieckiem na utrzymaniu	0,112
typ_3	para z 2 dziećmi na utrzymaniu	0,112
typ_4	para z 3 dziećmi na utrzymaniu	0,031
typ_5	para z 4 ( i więcej) dziećmi na utrzymaniu	0,011
typ_6	matka z dziećmi na utrzymaniu	0,018
typ_7	ojciec z dziećmi na utrzymaniu	0,001
typ_8	para z dziećmi na utrzymaniu i in. os.	0,096
typ_9	matka z dziećmi na utrzymaniu i in. os.	0,025
typ_10	ojciec z dziećmi na utrzymaniu i in. os.	0,002
typ_11	inne osoby z dziećmi na utrzymaniu	0,013
typ_12	gospodarstwa jednoosobowe	0,177
typ_13	Pozostałe	0,173

\* Kategoria odniesienia w modelu.

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD za 2011.

W dalszej kolejności estymacji poddano modele tobitowe w których efekty indywidualne dla województw zastąpiono zmiennymi kontekstowymi odzwierciedlającymi uwarunkowania regionalne. Opis tych zmiennych zawiera Tabela 4. Uzyskany model stanowi przekształcenie modelu tobitowego wyrażonego rów-

naniem 1, w którym wektor zmiennych binarnych dla przynależności regionalnej gospodarstw domowych ( $d_k$ ) zastąpiony został 5-wymiarowym wektorem zawierającym wartości zmiennych kontekstowych. Analogicznie, wektor oszacowań parametrów strukturalnych dla regionalnych efektów indywidualnych zawiera teraz oszacowania parametrów stojących przy zmiennych kontekstowych.

Tabela 4. Charakterystyka zmiennych kontekstowych wykorzystanych w badaniu

Nazwa zmiennej	Opis	Średnia (odsetek)
śr_wiek	średni wiek osoby odniesienia gosp. dom.	51,42
śr_los	średnia liczba osób w gosp. dom.	2,87
wynagr	przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto (zł)	3 350,54
cena	wskaźnik cen dla żywności i napojów bezalkoholowych (rok poprzedni = 100)	105,5
uz_rolne	użytki rolne wyrażone jako % powierzchni województwa ogółem	0,595

Źródło: obliczenia własne na podstawie BDL i BBGD za 2011.

Modele tobitowe estymowano metodą największej wiarygodności w programie STATA. Oszacowania błędów standardowych parametrów wyznaczono we wszystkich modelach, korzystając z estymatora HC (*Heteroskedasticity Consistent*), który pozwala wyeliminować negatywny wpływ heteroskedastyczności składnika losowego w postaci obciążenia oceny wariancji estymatora.

Z uwagi na problem potencjalnego skorelowania efektów regionalnych, a także mając na uwadze potencjalne interakcje między poziomem konsumpcji poszczególnych produktów spożywczych, zrezygnowano z próby reprezentacji heterogeniczności za pomocą efektów losowych (model z efektami losowymi). Tradycyjnie przyjmowane założenie o niezależności efektów losowych w rozpatrywanym przypadku wydaje się dość trudne do osiągnięcia bez wprowadzenia odpowiednich modyfikacji modelu. Argumentem przemawiającym za wprowadzeniem efektów indywidualnych dla województw i produktów w postaci efektów stałych może być również struktura próby złożona z małej liczby grup (16 regionów i 34 produkty) oraz znacznej liczby obserwacji w obrębie jednej grupy<sup>3</sup> (por. Snijders, Bosker 2012: 44–48).

<sup>3</sup> W przypadku małej liczebności grup postuluje się estymację modelu z efektami losowymi metodami bayesowskimi (por. Stegmueller 2013), natomiast skorelowane efekty losowe uzyskać można stosując np. przestrzenne modele hierarchiczne (por. Dong, Harris 2014).

## 4.2. Wyniki badań empirycznych

W pierwszej kolejności estymacji poddano trzy modele tobitowe pozbawione zmiennych kontekstowych z efektami nielosowymi (stałymi) dla produktów spożywczych i województw oraz pozbawione ww. efektów. Wyniki oszacowań zaprezentowano w Tabeli 5. Uzyskane wyniki wskazują na statystyczną istotność zmiennych charakteryzujących strukturę i lokalizację gospodarstw domowych, poziom zamożności oraz cechy głowy gospodarstwa, takie jak wiek i płeć.

Tabela 5. Wyniki oszacowania modeli tobitowych

Zmienna	Model 1		Model 2		Model 3	
	$\alpha$	se( $\alpha$ )	$\alpha$	se( $\alpha$ )	$\alpha$	se( $\alpha$ )
płeć	-0,058**	0,019	-0,138*	0,019	-0,102**	0,015
wiek	0,007**	0,001	0,008**	0,001	0,008**	0,000
los	-0,027*	0,013	-0,003	0,013	-0,020*	0,009
ln_doch	-0,253**	0,007	-0,217**	0,007	-0,179**	0,006
gz_2	0,026	0,039	-0,093*	0,040	-0,113**	0,030
gz_3	-0,144**	0,036	-0,089*	0,037	-0,085**	0,027
klm_2	-0,040	0,032	0,175**	0,038	0,138**	0,028
klm_3	-0,036	0,035	0,045	0,039	0,045	0,029
klm_4	0,212**	0,031	0,314**	0,033	0,302**	0,025
klm_5	0,207**	0,044	0,305**	0,046	0,301**	0,035
klm_6	0,317**	0,043	0,415**	0,044	0,436**	0,033
typ_2	-0,362**	0,033	-0,356**	0,033	-0,388**	0,024
typ_3	-0,304**	0,039	-0,295**	0,039	-0,371**	0,029
typ_4	-0,208**	0,061	-0,208**	0,061	-0,286**	0,043
typ_5	-0,136	0,098	-0,178	0,098	-0,273**	0,070
typ_6	-0,872**	0,065	-0,840**	0,065	-0,937**	0,050
typ_7	-1,437**	0,243	-1,405**	0,242	-1,279**	0,177
typ_8	0,083	0,050	0,053	0,050	-0,068	0,036
typ_9	-0,337**	0,061	-0,359**	0,061	-0,517**	0,045
typ_10	-0,551**	0,175	-0,549**	0,175	-0,640**	0,117
typ_11	-0,133	0,082	-0,166*	0,082	-0,300**	0,057
typ_12	-1,667**	0,035	-1,642**	0,035	-1,540**	0,032
typ_13	-0,137**	0,030	-0,144**	0,030	-0,212**	0,023
województwo	Nie		Tak		Tak	
produkt	Nie		Nie		Tak	
N	1 233 375		1 233 375		1 233 375	
pseudo log L	-2 580 330		-2 579 858		-2 262 596	

\*\*  $p < 0,01$ ; \*  $p < 0,05$ .  $\alpha$  – szacunek parametru; se( $\alpha$ ) – odporny błąd standardowy szacunku.

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD 2011 w programie STATA.

Posiłkując się wartością logarytmu funkcji wiarygodności (stosowaną powszechnie do oceny dopasowania modeli estymowanych metodą największej wiarygodności), stwierdzić można, iż model pozbawiony efektów stałych dla województw i produktów (Model 1) jest gorzej dopasowany do danych rzeczywistych niż model z efektami nielosowymi dla województw (Model 2), zaś model, w którym wprowadzono dodatkowo efekty indywidualne dla poszczególnych rodzajów produktów spożywczych i regionów (Model 3), cechuje się najlepszym dopasowaniem. Oszacowania parametrów dla efektów nielosowych są statystycznie różne od zera zarówno dla województw, jak i produktów (szczegółowa prezentacja wartości oszacowań została pominięta).

Co ważne, wprowadzenie efektów stałych nie zmieniło w sposób istotny statystycznie oszacowań parametrów większości zmiennych objaśniających, sugerując brak skorelowania z efektami regionalnymi oraz związanymi z rodzajem produktu. Wyjątek stanowią oszacowania parametrów stojących przy takich zmiennych ciągłych jak: wielkość gospodarstwa domowego i poziom dochodów oraz zmiennych binarnych: klasa wielkości miejscowości 200–499 tys. mieszkańców, obszar średnio zaludniony, para z co najmniej 4 dziećmi na utrzymaniu, inne osoby z dziećmi na utrzymaniu.

Wprowadzenie efektów nielosowych dla województw wpłynęło na oszacowania parametrów zmiennych charakteryzujących lokalizację gospodarstwa domowego, zaś rozszerzenie modelu o efekty indywidualne dla produktów spowodowało zmianę oszacowań parametrów stojących przy zmiennych charakteryzujących sytuację ekonomiczną gospodarstwa domowego oraz jego strukturę. Fakt ten sugeruje istnienie powiązań między efektami regionalnymi a kondycją ekonomiczną gospodarstw domowych oraz wybranymi cechami charakteryzującymi gospodarstwa.

Konsekwencją zastosowania regionalnych efektów stałych jest brak możliwości wprowadzenia zmiennych kontekstowych, tj. zmiennych dla wyższych poziomów agregacji danych (np. regionalnych). Wynika to ze współliniowości regionalnych zmiennych kontekstowych i efektów indywidualnych dla województw. Z uwagi na powyższe, estymacji poddano modele, w których efekty indywidualne dla województw zostały zastąpione zmiennymi kontekstowymi. Wyniki oszacowań zawiera Tabela 6.

W kolejnych czterech modelach w roli zmiennych kontekstowych wprowadzono charakterystyki regionalne oraz średnie grupowe (przeciętny wiek osoby odniesienia i średnia wielkość gospodarstwa). Wprowadzenie ostatnich z wymienionych miało na celu określenie, czy relacja między poziomem spożycia a wybranymi cechami gospodarstwa domowego modyfikowana jest przez kontekst regionalny.

Wartość logarytmu funkcji wiarygodności wskazuje, że modele ze zmiennymi kontekstowymi nie różnią się znacząco od siebie, przy czym każdy z nich

jest nieco lepiej dopasowany od modelu z regionalnymi efektami stałymi. Oszacowania parametrów stojących przy zmiennych odpowiadających indywidualnym cechom gospodarstwa domowego są zbliżone we wszystkich czterech modelach ze zmiennymi kontekstowymi, przy czym różnią się w sposób istotny statystycznie od tych uzyskanych przy wykorzystaniu modelu z efektami stałymi dla województw.

Tabela 6. Wyniki oszacowania modeli tobitowych ze zmiennymi kontekstowymi

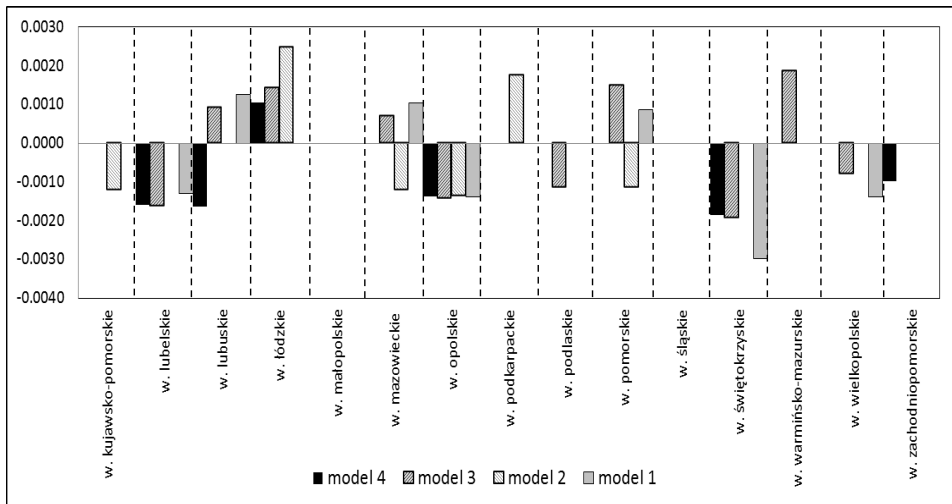
Zmienna	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	$\alpha$	se( $\alpha$ )	$A$	se( $\alpha$ )	$\alpha$	se( $\alpha$ )	$\alpha$	se( $\alpha$ )
pleć	-0,007	0,014	-0,020	0,014	-0,006	0,014	-0,008	0,014
wiek	0,019**	0,001	0,018**	0,001	0,019**	0,001	0,019**	0,001
los	0,081**	0,009	0,075**	0,009	0,081**	0,009	0,081**	0,009
ln_doch	0,136**	0,009	0,097**	0,008	0,135**	0,009	0,136**	0,009
gz_2	-0,038	0,029	-0,037	0,029	-0,011	0,029	-0,023	0,029
gz_3	-0,114**	0,027	-0,096**	0,026	-0,089**	0,027	-0,102**	0,026
klm_2	0,292**	0,025	0,302**	0,024	0,257**	0,025	0,213**	0,024
klm_3	0,325**	0,028	0,317**	0,026	0,282**	0,028	0,225**	0,027
klm_4	0,541**	0,025	0,550**	0,024	0,499**	0,025	0,471**	0,024
klm_5	0,545**	0,034	0,546**	0,034	0,507**	0,034	0,483**	0,034
klm_6	0,756**	0,033	0,765**	0,033	0,703**	0,033	0,688**	0,033
typ_2	-0,237**	0,024	-0,256**	0,024	-0,240**	0,024	-0,239**	0,024
typ_3	-0,319**	0,028	-0,330**	0,028	-0,326**	0,028	-0,324**	0,028
typ_4	-0,341**	0,043	-0,347**	0,043	-0,342**	0,043	-0,343**	0,043
typ_5	-0,473**	0,070	-0,465**	0,070	-0,480**	0,070	-0,482**	0,070
typ_6	-0,490**	0,050	-0,547**	0,050	-0,496**	0,050	-0,495**	0,050
typ_7	-0,958**	0,176	-1,010**	0,177	-0,957**	0,176	-0,963**	0,176
typ_8	-0,242**	0,036	-0,221**	0,036	-0,243**	0,036	-0,243**	0,036
typ_9	-0,462**	0,045	-0,473**	0,045	-0,462**	0,045	-0,465**	0,045
typ_10	-0,712**	0,117	-0,703**	0,117	-0,726**	0,116	-0,723**	0,116
typ_11	-0,523**	0,058	-0,513**	0,058	-0,518**	0,058	-0,522**	0,058
typ_12	-1,048**	0,028	-1,096**	0,028	-1,048**	0,028	-1,048**	0,028
typ_13	-0,151**	0,023	-0,154**	0,023	-0,154**	0,023	-0,152**	0,023
cena	-0,048**	0,001			-0,105**	0,005	-0,090**	0,004
wynagr	-0,0001**	0,000			0,0001**	0,000		
uz_rolne	0,004**	0,001			0,005**	0,001		
śr_wiek			-0,071**	0,003	0,099**	0,007	0,083**	0,006
śr_los			-0,292**	0,036	0,198**	0,044	0,109**	0,038
województwo	Nie		Nie		Nie		Nie	
produkt	Tak		Tak		Tak		Tak	
$N$	1 233 375		1 233 375		1 233 375		1 233 375	
pseudo log L	-2 261 176		-2 261 466		-2 261 077		-2 261 101	

\*\*  $p < 0,01$ ; \*  $p < 0,05$ .  $\alpha$  – szacunek parametru; se( $\alpha$ ) – odporny błąd standardowy szacunku.

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD 2011 w programie STATA.

Można zauważyć, iż wprowadzenie zmiennych kontekstowych spowodowało m.in. znaczący wzrost oszacowań różnic w poziomie konsumpcji w poszczególnych klasach wielkości miejscowości w porównaniu z oszacowaniami parametrów modeli z regionalnymi efektami stałymi. Wyniki te wskazują na występowanie problemu współliniowości między zmiennymi kontekstowymi a zmiennymi charakteryzującymi indywidualne cechy gospodarstw domowych. Analogiczny problem dotyczy również relacji między poszczególnymi zmiennymi kontekstowymi.

Wprowadzenie średnich grupowych do modelu zawierającego wybrane charakterystyki regionalne (Model 3) spowodowało zmianę znaków oszacowań parametrów stojących przy zmiennych kontekstowych. Wyjątek stanowiło oszacowanie parametru stojącego przy zmiennej zdefiniowanej jako udział użytków rolnych w ogólnej powierzchni regionu. Z punktu widzenia celu analizy główną rolę odgrywa jednak określenie, czy wprowadzenie zmiennych kontekstowych pozwala wyjaśnić regionalne zróżnicowanie poziomu spożycia artykułów żywnościowych. Aby odpowiedzieć na to pytanie, dla każdego modelu ze zmiennymi kontekstowymi wyznaczono reszty, a następnie oszacowano na ich podstawie indywidualne efekty regionalne. Oszacowania efektów regionalnych wyznaczone dla modeli 1–4 (por. Tabela 6) zaprezentowano na Wykresie 2.



Województwo dolnośląskie – kategoria odniesienia.

Wykres 2. Regionalne efekty stałe wyznaczone na podstawie reszt modeli ze zmiennymi kontekstowymi

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD 2011.

Uzyskane wyniki wskazują, że żadna z czterech kombinacji zmiennych kontekstowych nie doprowadziła do całkowitego wyjaśnienia regionalnego zróżnicowania poziomu konsumpcji produktów spożywczych. W zależności od modelu liczba istotnych statystycznie efektów regionalnych różni się. Niezależnie od zastosowanej kombinacji zmiennych kontekstowych efekty indywidualne dla województwa małopolskiego i śląskiego pozostają nieistotne statystycznie. Dla modelu 4, w którym jako zmienne kontekstowe wprowadzono: wskaźnik cen dla żywności i napojów bezalkoholowych, przeciętny wiek głowy gospodarstwa domowego oraz przeciętną wielkość gospodarstwa, liczba istotnych statystycznie efektów regionalnych była najmniejsza. Warto zauważyć, że Model 4 cechuje się niemal takim samym dopasowaniem, co Model 3 (Tabela 6), jednak z uwagi na wyższy stopień wyjaśnienia różnic regionalnych jest on modelem preferowanym.

Dla sześciu regionów odnotowano poziom spożycia artykułów żywnościowych istotnie różny od tego, jaki zarejestrowano w województwie dolnośląskim. W grupie tej znalazły się następujące województwa: lubelskie, lubuskie, łódzkie, opolskie, świętokrzyskie i zachodniopomorskie. Trzy spośród wymienionych (lubelskie, lubuskie i łódzkie) zostały zaklasyfikowane w analizie skupień do tej samej grupy pod względem wzorców konsumpcyjnych. Kolejne dwa – świętokrzyskie i opolskie – również reprezentują jedno skupienie.

Brak możliwości wyjaśnienia efektów specyficznych dla wybranych województw sugerować może istnienie pozaekonomicznych czynników determinujących zróżnicowanie poziomu spożycia artykułów żywnościowych. W szczególności mogą one być wynikiem regionalnych tradycji i zwyczajów konsumpcyjnych. Znaczna część nierówności regionalnych wynika jednak z różnic w poziomie cen żywności oraz regionalnych różnic w cechach gospodarstw domowych.

## 5. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Celem badania była analiza międzyregionalnych różnic w spożyciu artykułów żywnościowych oraz próba wyjaśnienia przyczyn tego zróżnicowania. Dla 34 produktów spożywczych z bazy danych indywidualnych Badania Budżetów Gospodarstw Domowych (za 2011 r.) wyznaczono poziom konsumpcji ilościowej w przeliczeniu na jednostkę ekwiwalentną. Stosując jednoczynnikową analizę ANOVA, wykazano, że średni poziom spożycia poszczególnych artykułów żywnościowych różnił się w 2011 r. w ujęciu wojewódzkim.

Pod względem struktury spożycia ilościowego województwa tworzą trzy grupy. Cechą wyróżniającą pierwszą grupę jest m.in. ponadprzeciętne spożycie wędlin drobiowych oraz niższe niż w przypadku innych województw spożycie np. buraków, cukru i jaj. Osobne skupisko utworzyły regiony odznaczające się



zwiększoną konsumpcją ziemniaków, zaś w grupie trzeciej znalazły się województwa cechujące się m.in. małym spożyciem jabłek i bananów.

Próba wyjaśnienia przyczyn różnic regionalnych za pomocą modeli tobitowych ze zmiennymi kontekstowymi pozwoliła sformułować trzy wnioski. Po pierwsze, indywidualne cechy gospodarstw domowych, takie jak np. typ biologiczny czy płeć osoby odniesienia nie odpowiadają za regionalne różnice w spożyciu ilościowym artykułów spożywczych, jednak różnice w natężeniu wybranych cech w ujęciu wojewódzkim pozwalają wyjaśnić częściowo przyczyny międzyregionalnego zróżnicowania konsumpcji. Po drugie, istotną rolę w wyjaśnieniu nierówności regionalnych odgrywają różnice w poziomie cen artykułów spożywczych oraz inne czynniki o charakterze ekonomicznym (np. przeciętny poziom wynagrodzeń). Po trzecie, zastosowane zmienne kontekstowe nie wyjaśniły w pełni przyczyn różnic międzyregionalnych. W przypadku sześciu regionów różnice w ilościowym spożyciu żywności mogą wynikać z m.in. z tradycji i zwyczajów w zakresie konsumpcji.

## BIBLIOGRAFIA

- Christaller W. (1966), *Central places in southern Germany*, Prentice-Hall.
- Cyrek M. (2013). *Przestrzenny wymiar nierówności w zakresie konsumpcji*, „Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy” (31), s. 128–145.
- Dong G., Harris R. (2014), *Spatial Autoregressive Models for Geographically Hierarchical Data Structures*, Geographical Analysis.
- Gayler H.J. (1974), *Consumer spatial behaviour and its relation to social class and family status in metropolitan Vancouver*, Canada (Rozprawa doktorska, University of British Columbia).
- Golledge R., Stimson R. (1997), *Spatial behaviour*, Guilford, London.
- Goryńska-Goldmann E. (2010), *Tendencje zmian w konsumpcji pieczywa w Polsce*, „Oeconomia” nr 9(1), s. 73–86.
- Gruszczynski M. (2010), *Mikroekonometria*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
- Hałka A. (2011), *Determinanty wydatków gospodarstw domowych na usługi związane z wypoczynkiem*, „Wiadomości Statystyczne” Nr 5.
- Huff D.L. (1963), *A probabilistic analysis of shopping center trade areas*, Land economics, s. 81–90.
- Kurzawa I. (2012), *Zastosowanie modelu LA/AIDS do badania elastyczności cenowych popytu konsumpcyjnego w gospodarstwach domowych w relacji miasto–wieś*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” nr 242, 505–512.
- Panek T. (2009), *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*, Wydawnictwo Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa.
- Snijders T., Bosker R. (2012), *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multi-level modeling*, SAGE, Londyn.
- Stegmueller D. (2013), *How many countries for multilevel modeling? A comparison of frequentist and Bayesian approaches*, „American Journal of Political Science” 57(3), s. 748–761.
- Wysocki F., Kurzawa I. (2006), *Kształtowanie się preferencji konsumpcyjnych artykułów żywnościowych w relacji miasto–wieś*, *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, 2(307), s. 49–67.
- Żelazna K., Kowalczyk I., Mikuta B. (2002), *Ekonomika konsumpcji: elementy teorii*, Wydawnictwo Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego, Warszawa.

*Edyta Łaszkiewicz***INTERREGIONAL DIFFERENCES IN THE LEVEL OF FOOD CONSUMPTION**

**Abstract.** The aim of this research is to analyze the interregional differences in the food consumption in households. In the first part of research an author concentrates on the identification of groups of voivodships which are similar in the consumption structure, while in the second one the attempt to explain the regional differences by contextual variables was presented. The individual data from Polish Households Survey for 2011 were taken in the research. The statistical significant differences in the food products consumption were found at the regional level. It was impossible to explain such inequalities only by individuals' characteristics and contextual variables. This might suggests the role of other factors, like regional differences in consumption habits, which are connected with the region-specific traditions.

**Keywords:** food consumption, consumption behaviours, households, spatial heterogeneity, spatial analysis.