

Popyt na zróżnicowaną dietę w polskich gospodarstwach domowych

Jacek Wolak^a

Streszczenie. Analiza popytu polega w głównej mierze na określeniu związków zachodzących między spożyciem a cenami dóbr oraz zmieniającymi się dochodami konsumentów. Nieco innym ujęciem badania determinant popytu jest próba wyjaśnienia zapotrzebowania na zróżnicowaną dietę, czyli poszukiwanie czynników mających statystycznie istotny wpływ na ilość i rozkład dóbr nabywanych przez konsumentów. Celem badania omawianego w artykule jest wyznaczenie czynników istotnie wpływających na zróżnicowanie diety w gospodarstwach domowych w Polsce. Wykorzystano nieidentyfikowalne dane jednostkowe pochodzące z badania budżetów gospodarstw domowych przeprowadzonego przez Główny Urząd Statystyczny w 2020 r. Na podstawie estymacji modelu regresji kwantylowej oszacowano wartości parametrów dla zmiennych objaśniających, które opisują badane gospodarstwa. Uzyskano rezultaty świadczące o tym, że poziom zróżnicowania diety w gospodarstwie domowym zależy zarówno od jego dochodu i wielkości, jak i od takich jego cech, jak: grupa społeczno-ekonomiczna, miejsce zamieszkania oraz wiek i wykształcenie głowy gospodarstwa domowego. Ponadto wskazano, że wpływ wymienionych czynników na badane zjawisko zależy od poziomu zróżnicowania diety. Dowiedziono również, że czynniki te mają większe znaczenie w przypadku gospodarstw domowych, które cechują się niewielkim popytem na zróżnicowaną dietę.

Słowa kluczowe: popyt, zróżnicowana dieta, gospodarstwo domowe, regresja kwantylowa

JEL: D12, I12, Q18

Demand for food diversity in Polish households

Abstract. Demand analysis focuses mainly on the study of the relationship between consumption, prices of goods and the changing income of consumers. An attempt aiming to explain the demand for food diversity involves a slightly different approach to research on the determinants of demand. This approach searches for factors that have a statistically significant effect on the quantity and distribution of goods purchased by consumers. The aim of the study described in the article is to determine the factors that have a significant influence on the diversity of the diet in Polish households. The study uses non-identifiable microdata from the 2020 Household Budget Survey conducted by Statistics Poland. Based on the estimation of the quantile regression model, parameter estimates were obtained for the explanatory variables describing the surveyed households. The results confirm that, apart from income and household size, the level of the diversity of a diet depends on the following characteristics: the socio-economic status of the household, place of residence, and the age and education level of the head of the household. The study also shows that the effect of the analysed factors

^a Akademia Górniczo-Hutnicza im. Stanisława Staszica w Krakowie, Wydział Zarządzania, Polska / AGH University of Krakow, Faculty of Management, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7158-2851>. E-mail: jwolak@agh.edu.pl.

depends on the degree to which the diet is diverse. In general, the impact of the considered factors is more significant for households showing a low demand for a varied diet.

Keywords: demand, diversity of a diet, households, quantile regression

1. Wprowadzenie

Analiza popytu na żywność jest ważnym badaniem, służącym wyjaśnieniu zachowań konsumpcyjnych członków gospodarstw domowych. W literaturze przedmiotu podejmowany jest temat wpływu zmian cen i dochodów konsumentów na popyt – zarówno na żywność ogółem (Dudek, 2008), jak i na wybrane grupy dóbr żywnościowych, np. alkohol (Wolak, 2015) lub napoje słodzone (Wolak, 2021). Nieco inne podejście do opisu i analizy zwyczajów konsumpcyjnych stosuje się w przypadku oceny wielkości popytu na zróżnicowaną dietę, tzn. określa się te cechy gospodarstw domowych, które wpływają na poziom zróżnicowania konsumowanych przez nie dóbr.

Odpowiedź na pytanie o determinanty urozmaiconego sposobu odżywiania nie tylko ma znaczenie poznawcze, lecz także jest pomocna przy ocenie bezpieczeństwa żywnościowego. Cupák i in. (2016) zwracają uwagę, że choć w Europie Środkowej i Wschodniej nie występują niedobory żywnościowe, z którymi zmagają się kraje rozwijające się, to mieszkańcy tego regionu – szczególnie ci najgorzej sytuowani – stosują monotonną i niskowartościową dietę.

Wyznaczenie determinant zróżnicowania diety jest ważne także ze względu na aspekty zdrowotne. Badacze zwracają uwagę, że odpowiedni sposób odżywiania wspiera prawidłowe funkcjonowanie organizmu (Onyango i in., 1998), a w szczególności wiąże się z niższą zapadalnością na takie choroby cywilizacyjne, jak nowotwór jelita grubego (Fernandez i in., 1996), depresja (Kimura i in., 2009) czy nadciśnienie (Miller i in., 1992).

Stosowanie właściwej diety pozytywnie wpływa na stan zdrowia, jednak niektórzy badacze (np. Sea i in., 2004) zwracają uwagę, że jej bardzo duże zróżnicowanie może powodować dodatni bilans energetyczny i w konsekwencji przyczynić się do powstawania nadwagi i otyłości.

W literaturze przedmiotu można znaleźć omówienia badań empirycznych dotyczących determinant zróżnicowania diety zarówno w krajach wysoko rozwiniętych, np. Stanach Zjednoczonych (Lee i Brown, 1989; Shonkwiler i in., 1987), Niemczech (Thiele i Weiss, 2003) czy Kanadzie (Drescher i Goddard, 2011), jak i w krajach na niższym poziomie rozwoju gospodarczego, np. w takich krajach Europy Środkowej i Wschodniej, jak Bułgaria (Moon i in., 2002), Słowacja (Cupák i in., 2016), Rosja (Herzfeld i in., 2014), Rumunia (Alexandri i Kevorchian, 2015) czy Kosowo (Braha i in., 2017).

Problematyka popytu na zróżnicowaną dietę jest przedmiotem zainteresowania także polskich badaczy (Stoś i in., 2021; Szponar i in., 2003). Analiza ekonometryczna przeprowadzona w badaniu omawianym w niniejszym artykule, z wykorzystaniem indeksu entropii, stanowi uzupełnienie dotychczasowych ustaleń w tym zakresie i pozwala spojrzeć na rozpatrywane zjawisko z innej perspektywy. Celem omawianego badania jest wyznaczenie czynników istotnie wpływających na zróżnicowanie diety w gospodarstwach domowych w Polsce.

2. Metoda badania

2.1. Hierarchiczny model popytu konsumpcyjnego

Z klasycznej teorii wyboru konsumenta wynika, że wybory dokonywane przez konsumentów są odzwierciedlane przez wypukłe krzywe obojętności, jednak nie można z nich odczytać, dlaczego konsumenci korzystają tylko z części dóbr dostępnych na rynku. Problem ten zauważa wielu badaczy, m.in. Weiss (2011). Mechanizmu podejmowania decyzji o zakupie dóbr konsumpcyjnych poszukiwał Jackson (1984), który wprowadził pojęcie hierarchicznego modelu popytu konsumpcyjnego, analogiczne do koncepcji piramidy potrzeb Masłowa. Odkrył on, że kluczowym czynnikiem sprzyjającym zwiększeniu popytu na zróżnicowaną dietę jest wzrost dochodów. Zauważył bowiem, że w zasięgu osób najuboższych pozostają wyłącznie produkty z niewielkiego koszyka dóbr, ale gdy ich możliwości finansowe się zwiększają, pojawia się popyt na kolejne, dotąd niedostępne dla nich towary.

W badaniach empirycznych wykorzystujących hierarchiczny model Jacksona zakłada się, że wpływ na dietę – poza wysokością dochodu – mogą mieć wybrane cechy badanych gospodarstw domowych i wybrane cechy głowy gospodarstwa domowego. W licznych pracach wskazano, że na zróżnicowanie diety wpływają m.in. wielkość gospodarstwa domowego, miejsce zamieszkania oraz wiek domowników (w tym głowy gospodarstwa), a także ich płeć i wykształcenie.

2.2. Indeksy różnorodności diety

Początkowo (Jackson, 1984; Shonkwiler i in., 1987) jako miarę zróżnicowania diety proponowano liczbę różnych grup produktów żywnościowych, których zakup w określonym i dość krótkim czasie (np. tydzień lub miesiąc) jest deklarowany przez badane gospodarstwa domowe. Ten indeks – zwany ilościowym – spotkał się jednak z krytyką (Moon i in., 2002) i zaczęto poszukiwać wskaźników uwzględniających również proporcje grup konsumowanych artykułów spożywczych. W konsekwencji pojawiły się miary bazujące na pojęciach pochodzących z teorii koncentracji.

W badaniach empirycznych najczęściej używane są indeks entropii (Hou i in., 2021; Jekanowski i Binkley, 2000; Lee i Brown, 1989; Liu i in., 2014; Moon i in., 2002; Thiele i Weiss, 2003), wyrażony formułą:

$$EI = - \sum_{i=1}^n w_i \log w_i, \quad (1)$$

i indeks Berry'ego (Alexandri i Kevorchian, 2015; Cupák i in., 2016; Drescher i in., 2009; Hou i in., 2021; Jekanowski i Binkley, 2000; Lee i Brown, 1989; Liu i in., 2014; Thiele i Weiss, 2003), dany wzorem:

$$BI = 1 - \sum_{i=1}^n w_i^2. \quad (2)$$

W obu formułach w_i oznacza udział spożycia i -tego produktu (lub grup produktów) w całkowitym spożyciu gospodarstwa domowego, a n – liczbę produktów (lub ich grup) możliwych do konsumpcji. Ponadto w zależności od przyjętej definicji udział spożycia produktu (lub grupy produktów) w_i w spożyciu całkowitym może być wyznaczany zarówno ilościowo (na podstawie objętości konsumowanych dóbr), jak i wartościowo (na podstawie ich wartości).

Wartości indeksu entropii (1) zawierają się w przedziale od 0 (gdy konsumpcja gospodarstwa jest ograniczona do jednej kategorii produktów) do $\log n$ (gdy wszystkie udziały są równe i wynoszą $\frac{1}{n}$), natomiast wartości indeksu Berry'ego (2) zmieniają się od 0 (gdy konsumowany jest jeden produkt) do prawie 1 (gdy wszystkie dostępne produkty są konsumowane w równych częściach).

Indeks entropii jest nieco czulszy na niewielkie udziały w spożyciu całkowitym niż indeks Berry'ego, niemniej wartości obu miar są wysoko skorelowane (Thiele i Weiss, 2003). W związku z tym w badaniu analizowano wyłącznie wpływ zmiennych objaśniających na wartość indeksu entropii, a dokładniej – na jego logitową transformację (ang. *transformed entropy index* – TEI), daną wzorem:

$$TEI = \log \frac{EI}{1 - EI}. \quad (3)$$

Indeks TEI skonstruowano z powodu niesymetryczności rozkładu indeksu entropii. Zastosowanie transformacji (3) pozwala na regularyzację rozkładu, dzięki czemu wykorzystanie regresji wielorakiej jest lepiej uzasadnione (Cupák i in., 2016).

2.3. Dane

W omawianym badaniu wykorzystano nieidentyfikowalne dane jednostkowe pochodzące z badania budżetów gospodarstw domowych (BBGD) przeprowadzonego przez Główny Urząd Statystyczny w 2020 r. Wzięło w nim udział 33 529 gospodarstw domowych, które przez wybrany miesiąc raportowały wszystkie swoje dochody i rozchody, m.in. dotyczące 80 grup produktów żywnościowych (GUS, 2018). Podawano zarówno całkowitą wysokość wydatków ponoszonych na daną kategorię żywności w czasie trwania badania, jak i objętość (wagę) dóbr w danej kategorii (poza dziewięcioma grupami, które zawierają produkty o niestalej wadze, m.in. sałata czy jaja).

Na pierwszym etapie badania próbę zawężono do 33 509 obserwacji, ponieważ w pozostałych gospodarstwach domowych w miesiącu badania wykazano zerowe wydatki na żywność. Obliczono, że w ciągu miesiąca gospodarstwa domowe w Polsce spożywały żywność z przeciętnie 39,49 grupy produktów żywnościowych (przy odchyleniu standardowym wynoszącym 8,51).

Na drugim etapie skonstruowano zmienną objaśnianą. W tym celu wykorzystano TEI i zdefiniowano udziały w_i na podstawie wartości konsumowanych dóbr. Jako zmienne objaśniające przyjęto logarytm dochodu rozporządzalnego, wielkość gospodarstwa domowego oraz następujące cechy gospodarstw domowych i cechy głowy gospodarstwa:

- przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej – rolnicy (jako grupa referencyjna), pracownicy najemni, pracujący na własny rachunek, emeryci i renciści oraz osoby utrzymujące się ze źródeł niezarobkowych;
- miejsce zamieszkania – wieś (jako grupa referencyjna) i miasto (w podziale na cztery klasy ze względu na liczbę ludności);
- wiek głowy gospodarstwa domowego – poniżej 35 lat (jako grupa referencyjna), 35–54 lat oraz 55 lat i więcej;
- wykształcenie głowy gospodarstwa domowego – bez matury (jako grupa referencyjna), średnie i wyższe.

2.4. Regresja kwantylowa

Do weryfikacji czynników wpływających na wielkość popytu na zróżnicowaną dietę najczęściej stosuje się modele regresji wielorakiej, w których zmienna zależna (tj. wybrany indeks różnorodności lub jego modyfikacja) jest wyjaśniana za pomocą określonego zestawu zmiennych społeczno-ekonomicznych charakteryzujących gospodarstwa domowe.

Drescher i Goddard (2011) zauważyły, że o ile wyniki analizy przeprowadzonej z wykorzystaniem klasycznej metody najmniejszych kwadratów (MNK) skutecznie

opisują wpływ zmiennych objaśniających na średni poziom indeksu różnorodności, o tyle niekoniecznie sprawdzają się w przypadku obserwacji zależności w ogonach rozkładu zmiennej opisującej zróżnicowanie diety w gospodarstwach domowych. Postulowanym rozwiązaniem tego problemu jest wykorzystanie regresji kwantylowej zaproponowanej przez Koenkera i Bassetta (1978). Ponieważ pewien konkretny punkt warunkowej dystrybuanty zmiennej objaśnianej jest charakteryzowany przez dowolny kwantyl regresji, interpretacja wyników badania umożliwiła znacznie bardziej kompleksową analizę rozkładów warunkowych. Jest to szczególnie ważne w sytuacji, gdy dystrybuanta warunkowa nie ma typowego kształtu i istotnie zależy od wybranego punktu odcięcia (Widłak i Nehrebecka, 2011).

Rozpatrywane podejście wydaje się uzasadnione zwłaszcza w takim przypadku, jak omawiany w artykule. Rozkład zmiennej objaśnianej jest asymetryczny, a przede wszystkim analiza wyników dla odpowiednich kwantyli pozwala skoncentrować uwagę na podgrupach populacji znajdujących się na końcach rozkładu i w konsekwencji zbadać potencjalną niejednorodność wpływu zmiennych objaśniających na zróżnicowanie diety (Cupák i in., 2016).

Propozycja Koenkera i Bassetta (1978) pozwala na określenie związku zachodzącego między wielkością dowolnego kwantyla zmiennej objaśnianej $\xi_\tau = F_y^{-1}(\tau)$ a zestawem zmiennych objaśniających. Bazuje ona na regresji najmniejszej odległości bezwzględnej i w odróżnieniu od MNK nie wymaga dodatkowych założeń dotyczących rozkładu zmiennej zależnej, a także jest odporna na wpływ obserwacji odstających. W praktyce najczęściej stosuje się ją dla mediany, ale może być też wykorzystywana dla niecentralnych kwantyli do opisanie relacji w dowolnym punkcie rozkładu zmiennej objaśnianej.

3. Wyniki badania

Badanie wpływu zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą przeprowadzono zarówno z wykorzystaniem regresji kwantylowej (dla kwantyli 0,1, 0,5 i 0,9), jak i dla regresji wielorakiej. Wynik testu White'a ($W \approx 517$, $p \approx 0,00$) wskazał na heteroskedastyczność reszt w modelu regresji wielorakiej, co oznacza w szczególności, że choć estymator MNK pozostaje nieobciążony i zgodny, to przestaje być najefektywniejszy, a dodatkowo ocena wariancji estymatora jest obciążona. W związku z tym estymację przeprowadzono z wykorzystaniem estymatora HC, który służy do korekty oszacowań błędów standardowych (Halka, 2011).

Tablica. Determinanty zróżnicowania diety w gospodarstwach domowych w 2020 r.

Zmienne	$q = 0,1$	$q = 0,5$	$q = 0,9$	MNK
Stała	2,212*** (0,060)	2,727*** (0,028)	3,027*** (0,027)	2,667*** (0,025)
Logarytm dochodu rozporządzalnego	0,054*** (0,007)	0,045*** (0,003)	0,043*** (0,003)	0,044*** (0,003)
Wielkość gospodarstwa domowego	0,054*** (0,003)	0,035*** (0,001)	0,022*** (0,001)	0,042*** (0,001)
Grupa społeczno-ekonomiczna ^a :				
pracownicy najemni	0,020** (0,010)	0,015*** (0,005)	0,010** (0,005)	0,013*** (0,004)
pracujący na własny rachunek	-0,112*** (0,022)	-0,064*** (0,010)	-0,042*** (0,008)	-0,073*** (0,008)
emeryci i renciści	-0,072*** (0,017)	-0,049*** (0,009)	-0,026** (0,011)	-0,052*** (0,009)
osoby utrzymujące się ze źródeł niezarobkowych	0,012** (0,015)	0,017** (0,007)	0,011* (0,006)	0,013** (0,007)
Klasa miejscowości zamieszkania ^b – miasto o liczbie mieszkańców w tys.:				
do 19	-0,019 (0,014)	-0,016*** (0,006)	-0,003 (0,006)	-0,007 (0,006)
20 – 99	-0,047*** (0,016)	-0,029*** (0,007)	-0,012* (0,007)	-0,021*** (0,007)
100 – 199	-0,001 (0,014)	-0,012* (0,006)	-0,005 (0,008)	-0,006 (0,006)
200 – 499	-0,107*** (0,014)	-0,058*** (0,006)	-0,035*** (0,006)	-0,066*** (0,006)
500 i więcej	-0,060*** (0,011)	-0,046*** (0,005)	-0,031*** (0,006)	-0,041*** (0,005)
Wykształcenie głowy gospodarstwa domowego ^c :				
średnie	0,041*** (0,008)	0,030*** (0,004)	0,022*** (0,004)	0,032*** (0,003)
wyższe	0,038*** (0,009)	0,035*** (0,004)	0,025*** (0,004)	0,033*** (0,004)
Wiek głowy gospodarstwa domowego ^d :				
35–54 lata	0,057*** (0,012)	0,017*** (0,005)	0,005 (0,005)	0,020*** (0,005)
55 lat i więcej	0,044*** (0,014)	0,005 (0,006)	-0,007 (0,006)	0,015*** (0,005)

a–d Grupa referencyjna: a – rolnicy, b – wieś, c – podstawowe/zawodowe, d – poniżej 35 lat.

Uwaga. W nawiasach podano szacowane błędy standardowe estymowanych parametrów. Poziom istotności p: *** – 0,01, ** – 0,05, * – 0,10.

Źródło: opracowanie własne na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych z BBGD.

Z danych przedstawionych w tablicy wynika, że wzrost wysokości dochodu rozporządzalnego gospodarstwa domowego sprzyja wzrostowi wartości indeksu różno-

rodności diety. Wyniki dla $p = 0,01$ wskazują na statystyczną istotność szacowanych parametrów modeli dla każdego kwantyla uwzględnionego w analizie. Wyniki uzyskane w przypadku dochodu są zgodne z założeniami hierarchicznego modelu popytu konsumpcyjnego i rezultatami wcześniejszych badań empirycznych.

Można zaobserwować, że zmienna określająca dochód gospodarstwa domowego w znacznie większym stopniu oddziałuje na gospodarstwa cechujące się małym zróżnicowaniem diety. Rezultat ten potwierdza wyniki uzyskane dla Kanady (zob. Drescher i Goddard, 2011) i Słowacji (Cupák i in., 2016): zachowania konsumentów w zakresie stosowania zróżnicowanej diety nie są jednolite, a czynnikiem mogącym spowodować ich modyfikację jest m.in. wysokość dochodu.

Pozytywny wpływ na zróżnicowanie diety ma także wzrost wielkości gospodarstwa domowego. Tak jak w przypadku dochodu znaczenie tego czynnika okazuje się istotnie większe dla gospodarstw stosujących mało zróżnicowaną dietę. Ten wynik również znajduje potwierdzenie w literaturze przedmiotu, do analogicznych wniosków dochodzą bowiem badacze analizujący sytuację m.in. w Bułgarii (Moon i in., 2002), Kanadzie (Drescher i Goddard, 2011), Rosji (Herzfeld i in., 2014) i na Słowacji (Cupák i in., 2016).

W badaniu omawianym w artykule zweryfikowano też wpływ wykształcenia i wieku głowy gospodarstwa domowego na zróżnicowanie diety. Wyniki wcześniejszych badań nie były zbieżne, jeśli chodzi o istotność poziomu wykształcenia. Generalnie uważa się, że posiadanie wyższego wykształcenia sprzyja prowadzeniu zdrowego trybu życia, w tym stosowaniu bardziej różnorodnej diety, choć znane są badania, w których ta zależność nie została potwierdzona (Thiele i Weiss, 2003). W odniesieniu do polskich gospodarstw domowych hipoteza o związku występującym między poziomem wykształcenia i zróżnicowaniem diety się potwierdza. Dla osób z wykształceniem poniżej średniego charakterystyczne są istotnie niższe wartości TEI i jest to wyraźniej widoczne w przypadku gospodarstw stosujących mniej urozmaiconą dietę.

Wyniki wcześniejszych badań nie były jednoznaczne, jeśli chodzi o wpływ wieku głowy gospodarstwa domowego na zróżnicowanie diety. Część badaczy, m.in. Lee (1987), Lee i Brown (1989) oraz Thiele i Weiss (2003), sugeruje nieliniowy związek U-kształtny, w którym najmniej zróżnicowaną dietę stosują osoby w średnim wieku. Znane są również badania, które wskazują na dodatni wpływ wieku na zwiększanie różnorodności diety (Cupák i in., 2016), ale niektóre analizy (Herzfeld i in., 2014; Liu i in., 2014) świadczą o tym, że wiek głowy gospodarstwa domowego nie ma statystycznie istotnego związku z urozmaicheniem sposobu odżywiania.

Podobnie jak w badaniach dotyczących Słowacji (Cupák i in., 2016) i Kanady (Drescher i Goddard, 2011) także w omawianym badaniu dotyczącym Polski rezultaty zależą od poziomu zróżnicowania diety w gospodarstwach domowych. O ile

wśród gospodarstw odznaczających się dużym urozmaiceniem diety ($q = 0,9$) wiek głowy gospodarstwa nie różnicuje istotnie zmiennej objaśnianej, o tyle wyniki regresji kwantylowej dla $q = 0,1$ pokazują, że typowy dla gospodarstw, których głową jest młoda osoba, jest istotnie mniejszy popyt na zróżnicowaną dietę.

Z kolei w przypadku rozpatrywanej przynależności gospodarstwa domowego do określonej grupy społeczno-ekonomicznej można stwierdzić, że najwyższymi wartościami indeksu różnorodności diety charakteryzują się gospodarstwa pracowników najemnych i osób posiadających pozazarobkowe źródła utrzymania. Na drugim biegunie znajdują się gospodarstwa emerytów i rencistów oraz osób pracujących na własny rachunek. Wnioski pozostają zgodne w każdym analizowanym punkcie rozkładu zmiennej objaśnianej (tzn. dla $q = 0,1$, $q = 0,5$ i $q = 0,9$), choć wśród osób stosujących mniej zróżnicowaną dietę ($q = 0,1$) związek ten jest z reguły silniejszy (szacowane parametry przyjmują wyższe wartości).

Jeśli chodzi zaś o klasę miejscowości zamieszkania, to ogólnie rzecz biorąc, uzyskane wyniki nie dają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o związek miejsca zamieszkania ze zróżnicowaniem diety, co może wynikać ze sposobu raportowania danych dotyczących konsumpcji. Istotne różnice dla każdego kwantyla można zaobserwować między mieszkańcami wsi i większych miast (zamieszkałych przez co najmniej 200 tys. mieszkańców). Wydaje się, że z uwagi na szybsze tempo życia mieszkańcy większych miast częściej żywią się poza domem i korzystają z gotowych dań, co nie jest rejestrowane w BBGD i przez to obraz zróżnicowania diety jest niepełny.

4. Podsumowanie

Celem badania omówionego w artykule było wyznaczenie determinant popytu na zróżnicowaną dietę w gospodarstwach domowych w Polsce. Analizę oparto na nieidentyfikowalnych danych jednostkowych z BBGD przeprowadzonego przez GUS w 2020 r. Jako miernik zróżnicowania diety zastosowano przekształcony indeks entropii. Zmiany wartości indeksu wyjaśniano z wykorzystaniem regresji kwantylowej, posługując się takimi zmiennymi, jak: logarytm dochodu rozporządzalnego, wielkość gospodarstwa domowego, grupa społeczno-ekonomiczna, do której ono przynależy, i klasa miejscowości zamieszkania, a także wiek i wykształcenie głowy gospodarstwa.

Uzyskane wyniki pokazują, że analizowane zmienne, poza wiekiem głowy gospodarstwa domowego dla $q = 0,9$, mają statystycznie istotny wpływ na zróżnicowanie diety w gospodarstwach domowych. Ustalono, że – zgodnie z hierarchiczną teorią popytu konsumpcyjnego – wraz ze wzrostem wysokości dochodów gospodarstw domowych zwiększa się popyt na zróżnicowaną dietę, przy czym czynnik ten ma silniejszy wpływ na gospodarstwa domowe charakteryzujące się mało zróżnicowaną dietą.

Zapotrzebowanie na różnorodną dietę zależy również od cech demograficznych, takich jak: wielkość gospodarstwa domowego, wykształcenie i wiek głowy gospodarstwa domowego. Oszacowane dla nich wartości indeksu są w większości przypadków istotne statystycznie i stanowią podstawę do sformułowania wniosków zbieżnych z wynikami innych badań empirycznych.

Wpływ analizowanych czynników jest z reguły niejednolity – w większym stopniu oddziałują one na popyt na zróżnicowaną dietę w grupie gospodarstw domowych charakteryzujących się niskim poziomem zróżnicowania diety. Ten wynik potwierdza rezultaty opisane już w literaturze przedmiotu (zob. Cupák i in., 2016; Drescher i Goddard, 2011).

Powyższe ustalenia mogą stać się wskazówką dla decydentów zajmujących się bezpieczeństwem żywnościowym, cenną zwłaszcza w przypadku gospodarstw domowych o niskich dochodach.

Źródło finansowania badania

Badanie dotyczące determinant popytu na zróżnicowaną dietę w gospodarstwach domowych w Polsce zostało przeprowadzone w ramach projektu badawczego finansowanego z dotacji statutowej Akademii Górniczo-Hutniczej w Krakowie na utrzymanie potencjału badawczego.

Bibliografia

- Alexandri, C., Kevorchian, C. (2015). The Diversity of Food Consumption in Romania. *Bulletin of the University of Agricultural Sciences and Veterinary Medicine Cluj-Napoca Horticulture*, 72(1), 243–248. <https://doi.org/10.15835/buasvmcn-hort:10747>.
- Braha, K., Cupák, A., Pokrivčák, J., Qineti, A., Rizov, M. (2017). Economic analysis of the link between diet quality and health: Evidence from Kosovo. *Economics & Human Biology*, 27(A), 261–274. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2017.08.003>.
- Cupák, A., Pokrivčák, J., Rizov, M. (2016). Diversity of food consumption in Slovakia. *Politická ekonomie*, 64(5), 608–626. <https://doi.org/10.18267/j.polek.1082>.
- Drescher, L. S., Goddard, E. W. (2011, 28–30 września). *Heterogeneous Demand for Food Diversity: A Quantile Regression Analysis* [referat]. 51st Annual Conference, Halle, Niemcy.
- Drescher, L., Thiele, S., Roosen, J., Mensink, G. B. (2009). Consumer demand for healthy eating considering diversity – an economic approach for German individuals. *International Journal of Consumer Studies*, 33(6), 684–696. <https://doi.org/10.1111/j.1470-6431.2009.00812.x>.
- Dudek, H. (2008). Elastyczności cenowe popytu na żywność – analiza na podstawie modelu LA/AIDS. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 10(4), 62–67.
- Fernandez, E., D’Avanzo, B., Negri, E., Franceschi, S., La Vecchia, C. (1996). Diet Diversity and the Risk of Colorectal Cancer in Northern Italy. *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention*, 5(6), 433–436.

- Główny Urząd Statystyczny. (2018). *Zeszyt metodologiczny. Badanie budżetów gospodarstw domowych*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/warunki-zycia/dochody-wydatki-i-warunki-zycia-ludnosci/zeszyt-metodologiczny-badanie-budzetow-gospodarstw-domowych,10,2.html>.
- Hałka, A. (2011). Determinanty wydatków gospodarstw domowych na usługi związane z wypoczynkiem. *Wiadomości Statystyczne*, 56(5), 1–17. <https://ws.stat.gov.pl/Article/2011/5/001-016>.
- Herzfeld, T., Huffman, S., Rizov, M. (2014). The dynamics of food, alcohol and cigarette consumption in Russia during transition. *Economics & Human Biology*, 13, 128–143. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2013.02.002>.
- Hou, M., Qing, P., Min, S. (2021). Multiple indicators of household dietary diversity in rural China: Effects of income and dietary knowledge. *Nutrition*, 91, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.nut.2021.111406>.
- Jackson, L. F. (1984). Hierarchic Demand and the Engel Curve for Variety. *The Review of Economics and Statistics*, 66(1), 8–15. <https://doi.org/10.2307/1924690>.
- Jekanowski, M. D., Binkley, J. K. (2000). Food purchase diversity across U.S. markets. *Agribusiness*, 16(4), 417–433. [https://doi.org/10.1002/1520-6297\(200023\)16:4<417::AID-AGR3>3.0.CO;2-H](https://doi.org/10.1002/1520-6297(200023)16:4<417::AID-AGR3>3.0.CO;2-H).
- Kimura, Y., Wada, T., Ishine, M., Ishimoto, Y., Kasahara, Y., Konno, A., Nakatsuka, M., Sakamoto, R., Okumiya, K., Fujisawa, M., Otsuka, K., Matsubayashi, K. (2009). Food diversity is closely associated with activities of daily living, depression, and quality of life in community-dwelling elderly people. *Journal of the American Geriatrics Society*, 57(5), 922–924. <https://doi.org/10.1111/j.1532-5415.2009.02235.x>.
- Koenker, R., Bassett, G., Jr. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50. <https://doi.org/10.2307/1913643>.
- Lee, J.-Y. (1987). The Demand for Varied Diet with Econometric Models for Count Data. *American Journal of Agricultural Economics*, 69(3), 687–692. <https://doi.org/10.2307/1241703>.
- Lee, J.-Y., Brown, M. G. (1989). Consumer demand for food diversity. *Southern Journal of Agricultural Economics*, 21(2), 47–53. <https://doi.org/10.1017/S0081305200001163>.
- Liu, J., Shively, G. E., Binkley, J. K. (2014). Access to variety contributes to dietary diversity in China. *Food Policy*, 49(1), 323–331. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2014.09.007>.
- Miller, W. L., Crabtree, B. F., Evans, D. K. (1992). Exploratory study of the relationship between hypertension and diet diversity among Saba Islanders. *Public Health Reports*, 107(4), 426–432.
- Moon, W., Florkowski, W. J., Beuchat, L. R., Resurreccion, A. V., Paraskova, P., Jordanov, J., Chinnan, M. S. (2002). Demand for food variety in an emerging market economy. *Applied Economics*, 34(5), 573–581. <https://doi.org/10.1080/00036840110037863>.
- Onyango, A., Koski, K. G., Tucker, K. L. (1998). Food diversity versus breastfeeding choice in determining anthropometric status in rural Kenyan toddlers. *International Journal of Epidemiology*, 27(3), 484–489. <https://doi.org/10.1093/ije/27.3.484>.
- Sea, M. M.-M., Woo, J., Tong, P. C.-Y., Chow, C.-C., Chan, J. C.-N. (2004). Associations between food variety and body fatness in Hong Kong Chinese adults. *Journal of the American College of Nutrition*, 23(5), 404–413. <https://doi.org/10.1080/07315724.2004.10719385>.
- Shonkwiler, J. S., Lee, J., Taylor, T. G. (1987). An Empirical Model of the Demand for a Varied Diet. *Applied Economics*, 19(10), 1403–1410. <https://doi.org/10.1080/00036848700000127>.

- Stoś, K., Rychlik, E., Woźniak, A., Ołtarzewski, M., Wojda, B., Przygoda, B., Matczuk, E., Pietraś, E., Kłys, W. (2021). *Krajowe badanie sposobu żywienia i stanu odżywienia populacji polskiej*. Narodowy Instytut Zdrowia Publicznego PZH – Państwowy Instytut Badawczy. <https://www.gov.pl/web/psse-wabrzezno/krajowe-badanie-sposobu-zywienia-i-stanu-odzywienia-populacji-polskiej>.
- Szponar, L., Sekuła, W., Rychlik, E., Ołtarzewski, M., Figurska, K. (2003). *Badania indywidualnego spożycia żywności i stanu odżywienia w gospodarstwach domowych*. Instytut Żywności i Żywnienia.
- Thiele, S., Weiss, C. (2003). Consumer demand for food diversity: evidence for Germany. *Food Policy*, 28(2), 99–115. [https://doi.org/10.1016/s0306-9192\(02\)00068-4](https://doi.org/10.1016/s0306-9192(02)00068-4).
- Weiss, C. (2011). Consumer demand for food variety. W: J. Lusk, J. Roosen, J. Shogren (red.), *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy* (s. 667–694). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199569441.001.0001>.
- Widlak, M., Nehrebecka, N. (2011). Wykorzystanie regresji kwantylowej w analizie zróżnicowania cen mieszkań. *Wiadomości Statystyczne*, 56(5), 17–46. <https://ws.stat.gov.pl/Article/2011/5/017-046>.
- Wolak, J. (2015). Popyt na alkohol w Polsce: wyniki estymacji modelu QUAIDS. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 16(4), 211–220.
- Wolak, J. (2021). How will the introduction of the sugar tax affect the consumption habits of households in Poland?. *Ekonomia i Prawo. Economics and Law*, 20(2), 457–473. <https://doi.org/10.12775/EiP.2021.028>.