

# Wrażliwość wydatków na zmiany w dochodach gospodarstw domowych w Polsce

Aleksandra Urbaniec\*

Nadesłany: 6 kwietnia 2011 r. Zaakceptowany: 1 sierpnia 2011 r.

---

## Streszczenie

Celem badania jest estymacja elastyczności dochodowych dla głównych kategorii wydatków konsumpcyjnych w Polsce w latach 1999–2009, na podstawie danych jednostkowych z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych GUS. Oszacowano zarówno elastyczności warunkowe, tylko dla gospodarstw domowych o niezerowych wydatkach na dane dobra, jak i bezwarunkowe, czyli dla wszystkich podmiotów. Do estymacji elastyczności warunkowych wykorzystano model selekcji Heckmana, natomiast oszacowania elastyczności bezwarunkowych uzyskano, stosując model Shonkweilera i Yena (1999). Elastyczności bezwarunkowe okazały się wyższe od elastyczności warunkowych, a statystyczna istotność parametrów stojących przy odwróconym ilorazie Millsa wskazuje na zasadność zastosowania modelu selekcji. Uzyskane oszacowania wykorzystano następnie do analizy zmian zachowań konsumpcyjnych gospodarstw domowych w ostatniej dekadzie. Główna obserwacja jest następująca. Malejące trendy udziałów oraz części elastyczności wydatków na kategorie żywnościowe w połączeniu z rosnącym udziałem dóbr luksusowych w całkowitej strukturze wydatków wskazują na upodobnianie się zachowań konsumpcyjnych polskich gospodarstw domowych do obserwowanych w krajach wysoko rozwiniętych.

---

**Słowa kluczowe:** elastyczności dochodowe, model selekcji Heckmana, Badanie Budżetów Gospodarstw Domowych, estymator Shonkweilera i Yena

**JEL:** D12, C24

---

\* Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; e-mail: [aleksandra.urbaniec@nbp.pl](mailto:aleksandra.urbaniec@nbp.pl).

## 1. Wstęp

Poniższe badanie dotyczy kształtowania się wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 1999–2009. Jego głównym rezultatem są oszacowania elastyczności dochodowych dla większości kategorii wydatków konsumpcyjnych.

Zagadnienie kształtowania się popytu gospodarstw domowych jest obecne w literaturze od dłuższego czasu. Working (1943) zaobserwował pewne uogólnione własności sposobu rozdysponowania dochodu w gospodarstwach domowych. Po pierwsze, kształtowanie się wydatków zależy przede wszystkim od dochodu (na osobę), rozmiaru rodziny oraz skłonności do oszczędzania. Jak wynikało z analizy danych dotyczących rodzin amerykańskich, udział wydatków na żywność w całkowitych wydatkach zależy ujemnie od logarytmu całkowitych wydatków gospodarstwa domowego. Formalnie oznacza to, że elastyczność dochodowa dla żywności jest mniejsza od jedności i tym samym żywność stanowi dobro podstawowe. Wynik ten wielokrotnie potwierdziły późniejsze badania empiryczne. Working zbadał także, jak na strukturę wydatków gospodarstw domowych wpływają warunki życia (w tym przede wszystkim wielkość miejscowości), grupa społeczna (m.in. zawód osoby będącej głową rodziny) czy liczba jej członków. Okazuje się, że wymienione cechy mają istotny wpływ na kształtowanie się wydatków.

Klasycznym modelem popytowym pozwalającym na oszacowanie elastyczności jest system AIDS (Almost Ideal Demand System, por. Deaton, Muellbauer 1980), który od czasu publikacji był intensywnie wykorzystywany, omawiany i rozwijany. W jego specyfikacji wektor udziałów wydatków na poszczególne grupy dóbr zależy od logarytmu całkowitych wydatków oraz nieliniowo od wektora cen. Na niewystarczającą specyfikację takiej zależności wskazali Banks, Blundell i Lewbel (1997). Na podstawie danych z badania budżetów gospodarstw domowych w Wielkiej Brytanii oraz innych badań (zarówno parametrycznych, jak i nieparametrycznych) autorzy ci udowodnili, że zależność między logarytmem całkowitych wydatków a udziałem wydatków na określonej grupę dóbr nie jest liniowa przynajmniej dla niektórych dóbr. Jako alternatywę zaproponowali więc model QUAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System), w którym udziały zależą nie tylko od logarytmu całkowitych wydatków, lecz także od jego kwadratu, pokazując, że taka specyfikacja jest wystarczająca.

Elastyczności dochodowe dla podstawowych wydatków gospodarstw domowych zostały oszacowane dla (aż) 114 krajów przez Seale'a, Regmiego i Bernsteina (2003) w projekcie USDA (United States Department of Agriculture) z danych uzyskanych z ICP (International Comparison Project). Do badania użyto modelu popytowego opartego na danych zagregowanych dla wszystkich analizowanych państw. Otrzymane wyniki pokazały, że wydatki gospodarstw domowych w krajach słabiej rozwiniętych są wrażliwsze na zmiany dochodu niż w krajach bardziej rozwiniętych.

Istotne zagadnienie w literaturze stanowią techniki estymacji elastyczności dochodowych, które zależą m.in. od specyfiki zbioru danych. Obecnie – ze względu na długość próby, chęć ograniczenia błędu agregacji oraz szeroki zakres dostępnych zmiennych – preferowane są dane na poziomie pojedynczych gospodarstw domowych. Charakterystyczne dla tego typu danych jest występowanie zerowych wydatków na niektóre kategorie produktowe dla (czasem znacznej) części gospodarstw domowych. Z ekonometrycznego punktu widzenia rozwiązaniem tego problemu jest wykorzystanie klasycznych modeli dla danych cenzurowanych, takich jak model tobitowy czy model selekcji Heckmana (Heckman 1979). Wybór metody estymacji zależy od ekonomicznej interpretacji zjawiska zerowych wydatków oraz postawionego pytania badawczego.

Jako że model selekcji Heckmana w drugim etapie estymacji wykorzystuje tylko niezerowe obserwacje, oszacowane na jego podstawie elastyczności znane są w literaturze pod nazwą „elastyczności warunkowych” i wyrażają wrażliwość wydatków podgrupy podmiotów o niezerowych wydatkach na badane kategorie<sup>1</sup>. Nawiązując do badania Lee (1981), Heien i Wessells (1990) przedstawili model, który miał stanowić uogólnienie klasycznego modelu selekcji Heckmana w ten sposób, że wszystkie grupy kategorii produktowych były analizowane łącznie oraz, w odróżnieniu od klasycznego podejścia, jednocześnie wykorzystali na drugim etapie cały dostępny zbiór danych, a więc również zerowe obserwacje. Miało to pozwolić na uzyskanie tzw. elastyczności bezwarunkowych, czyli miary wrażliwości dla całej badanej populacji, w tym również dla tych podmiotów, które nie poniosły wydatków na badane kategorie. Według założeń modelu gospodarstwo domowe najpierw podejmowało decyzję, czy dokonać wydatku, a dopiero później określało, jaką kwotę wydać. W literaturze można spotkać wiele badań empirycznych wykorzystujących narzędzie Heiena i Wessells (1990, odtąd HW), jak chociażby prace Heiena i Durham (1991) oraz Byrne’a, Capps i Sahy (1996). Pierwszą krytykę stosowania tego typu estymacji do modeli popytowych przedstawili Shonkweiler i Yen (1999), wskazując błędy w formułach na warunkowe wartości oczekiwane przy wyprowadzaniu modelu. Dalszych argumentów przeciwko stosowaniu estymatorów HW dostarczyły prace Vermeulena (2001) oraz Chena i Yena (2005), w których analitycznie oraz symulacyjnie pokazano brak zgodności estymatorów HW. Wypełniając lukę wynikającą z podważenia wiarygodności wyników uzyskanych z estymacji metodą HW, Shonkweiler i Yen (1999, odtąd SY) zaproponowali alternatywny, oparty na podobnych założeniach teoretycznych, system popytowy z cenzorowanymi danymi, generujący zgodne estymatory. Empiryczne przykłady wykorzystania tego, poprawniejszego statystycznie, podejścia można znaleźć w artykułach Su i Yena (2000), Hutasuhuta i in. (2002) oraz Yena, Kaha i Su (2002). Pomimo zgodności estymator SY może okazać się nieefektywny, przede wszystkim przez wpisaną w model heteroskedastyczność (Tauchman 2005; 2008). Do proponowanych rozwiązań poprawiających jakość estymacji należą analityczne zadanie macierzy wariancji-kowariancji przy estymacji uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów (Tauchman 2005) oraz symulacyjne rozwiązanie zadania dwustopniowej metody selekcji z wykorzystaniem zapisanej w najogólniejszej formie macierzy wariancji-kowariancji błędów losowych z obu etapów przez maksymalizację łącznej funkcji wiarygodności (Yen 2005). Obie metody mają jednak pewne ograniczenia, w szczególności przy dużej liczbie kategorii produktowych zbieżność algorytmu (Yen 2005) zależy od doboru wartości początkowych. Dlatego też alternatywnym sposobem radzenia sobie z heteroskedastycznością jest bootstrapowe szacowanie błędów standardowych estymatorów parametrów (por. Balli, Tiezzi 2010).

Alternatywnym narzędziem estymacji na danych z zerowymi obserwacjami jest model tobitowy. W literaturze można spotkać się z krytyką stosowania tego podejścia w modelach popytowych (por. Reynolds 1990; Jones, Posnett 1991) z powodu narzuconego założenia, że zarówno prawdopodobieństwo, jak i poziom konsumpcji danej kategorii produktowej są determinowane przez te same zmienne objaśniające. Użycie modelu tobitowego jest uzasadnione w przypadku, gdy zerowe obserwacje są wyłącznie wynikiem sposobu przeprowadzenia badania. Stosowanie modelu tobitowego

<sup>1</sup> Tauchman (2005) argumentuje, że w przypadku modeli popytowych regresję na dodatnich obserwacjach na drugim etapie estymacji modelu Heckmana można postrzegać jako ważoną regresję na wszystkich obserwacjach, gdzie zerowa waga przypisana jest zerowym obserwacjom, jednak uzyskane z tego modelu oszacowania elastyczności na ogół uznawane są za warunkowe.

nie jest natomiast właściwe, gdy zerowe wydatki odzwierciedlają decyzję podjętą przez gospodarstwo domowe (por. Maddala 1992).

Kolejnym zagadnieniem związanym z estymacją krzywej Engla jest endogeniczność całkowitych wydatków w równaniu objaśniającym udziały wydatków na poszczególne dobra. Zjawisko to może wynikać z procesu decyzyjnego typowego gospodarstwa domowego, które jednocześnie podejmuje decyzję co do wielkości wydatków na główne kategorie produktowe (sumujące się do całkowitych wydatków). Po raz pierwszy na problem endogeniczności pomiędzy całkowitymi wydatkami a udziałem wydatków na poszczególne produkty zwrócili uwagę Summers (1959) oraz Livitan (1961). Summers dowodził, że stosowanie metody najmniejszych kwadratów do estymacji krzywej Engla (popularne wówczas podejście) jest niewłaściwe z powodu jego niezgodności. Autor zanegował przyjmowane podczas wyboru metody estymacji założenie, że udziały wydatków na poszczególne dobra nie mają wpływu na poziom całkowitych wydatków gospodarstwa domowego. Livitan (1961) również porusza problem jednoczesnej decyzji gospodarstwa domowego co do wielkości całkowitych wydatków oraz ich poszczególnych komponentów i jako rozwiązanie proponuje instrumentowanie całkowitych wydatków. Uwzględnienie problemu endogeniczności w estymacji modeli popytowych można znaleźć m.in. w artykułach Blundella, Duncana i Pendakura oraz Blundella, Chena i Kristensena (2007), na przykładzie modeli nieparametrycznych<sup>2</sup>.

W Polsce można znaleźć stosunkowo niewiele publikacji dotyczących wrażliwości wydatków konsumentów na zmiany w dochodach po 2000 r. Ponadto większość z nich ogranicza się do wydatków na żywność, jak prace Kwasek (2008), Szwackiej (2003) oraz Wysockiego i Kurzawy (2006). W tej ostatniej zbadano dodatkowo różnice między popytem konsumpcyjnym mieszkańców miast i wsi. Szerszy zakres kategorii produktowych można znaleźć u Szulca (2005), gdzie wrażliwości wydatkowe zostały wyestymowane również z podziałem na różne grupy społeczno-ekonomiczne.

Autorka nie spotkała się natomiast z publikacją, która badałaby zmienność elastyczności w czasie. Zagadnienie to wydaje się ciekawe z punktu widzenia tego, jak proces integracji Polski z gospodarkami światowymi (przede wszystkim przystąpienie do Unii Europejskiej) wpływał na kształtowanie się wydatków konsumpcyjnych pojedynczych gospodarstw domowych. Ponadto, jako że oszacowania elastyczności dochodowych istotnie różnią się w zależności od zastosowanych technik estymacji (por. np. Browning, Chiappori 1998), dodatkowym powodem przeprowadzenia badania jest zastosowanie bardziej zaawansowanych metod estymacji, w szczególności wykorzystanie modelu selekcji.

W niniejszej pracy oszacowano zarówno elastyczności dochodowe warunkowe, jak i bezwarunkowe, osobno dla poszczególnych lat okresu 1999–2009, na podstawie danych z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych GUS (odtąd BBGD). Przyjęto postać funkcyjną krzywej Engla, w której udziały wydatków są funkcją kwadratową logarytmu całkowitych wydatków. Do estymacji elastyczności warunkowych wykorzystano klasyczny model selekcji Heckmana, natomiast oszacowania dla elastyczności bezwarunkowych uzyskano, stosując model zaprezentowany u Shonkweilera i Yena (1999). Występowanie jednoczesnej zależności między udziałami i całkowitymi wydatkami było kontrolowane przez odpowiednio dobrane zmienne instrumentalne dla logarytmu całkowitych wydatków oraz jego kwadratu.

<sup>2</sup> Odmiernym zagadnieniem, pominiętym w niniejszej pracy, jest występowanie błędów pomiaru (*measurement error*) dla całkowitych wydatków oraz wydatków na poszczególne kategorie produktowe, które ze względu na równość  $\sum Y_j = Y$  są ze sobą skorelowane. Metody kontroli występowania ewentualnych błędów pomiaru dla konkretnych postaci modeli popytowych znajdują w m.in. w pracach Lewbela (1996) oraz Hausmana, Neweya i Powella (1995).

Wybór estymatorów SY, choć nieoczywisty, wydaje się metodologicznie poprawny z kilku względów. Wprawdzie sposób przeprowadzania BBGD, a dokładniej gromadzenie informacji o wydatkach gospodarstwa domowego tylko w jednym, losowo wybranym miesiącu w roku powoduje, że część zerowych obserwacji jest wynikiem prostego cenzurowania. Odnosi się to jednak głównie do dóbr pierwszej potrzeby, których brak w koszykach gospodarstw domowych można tłumaczyć zbyt krótkim okresem badania lub porą roku. Nie można tego powiedzieć o zerowych wydatkach (obejmujących nawet 90% gospodarstw domowych) na dobra postrzegane jako luksusowe, w przypadku których mamy do czynienia ze świadomą decyzją gospodarstwa domowego. Ponieważ badanie obejmowało większość kategorii wydatków konsumpcyjnych, a gospodarstwa domowe z zerowymi wydatkami na dobra pierwszej potrzeby stanowiły stosunkowo niewielki procent wszystkich badanych podmiotów, wybór estymatorów SY do estymacji elastyczności bezwarunkowych wydaje się być bardziej uzasadniony niż stosowanie modelu tobitowego<sup>3</sup>. Zjawisko zerowych wydatków prawdopodobnie bierze się stąd, że gospodarstwo domowe najpierw podejmuje decyzję, czy kupować produkty z danej kategorii, i dopiero gdy odpowiedź jest pozytywna, określa wielkość tych wydatków.

W badaniu zrezygnowano z estymacji kompletnego modelu popytowego, w szczególności modelu QUAIDS. W literaturze empirycznej można znaleźć przykłady estymacji całościowych modeli popytowych na danych jednostkowych, nadal jednak intensywnie dyskutuje się na temat właściwego zadania wektora cen (np. Yen, Kah, Su 2002). Najczęściej stosowaną metodą, która pozwala na różnicowanie cen dostępnych dla poszczególnych gospodarstw domowych, jest wykorzystanie średniej ważonej cen, policzonych jako iloraz wartości i ilości (jeśli dostępne są obie informacje) poszczególnych produktów znajdujących się w danej kategorii produktowej. Podejście to spotyka się jednak ze sporą krytyką, głównie z powodu nieuwzględnienia różnic jakości dóbr z tej samej kategorii wydatków dla różnych gospodarstw domowych (por. Nelson 1991; Cox, Wohlgenant 1986)<sup>4</sup>. Innym zagadnieniem jest estymacja cen dla gospodarstw domowych z zerowymi wydatkami na badane kategorie produktowe. Estymacja kompletnego modelu popytowego dla polskich gospodarstw domowych stanowi interesujący temat kolejnego badania, nie jest ono jednak celem tej pracy, głównie ze względu na chęć prześledzenia zmienności elastyczności dochodowych w czasie.

Uzyskane oszacowania elastyczności bezwarunkowych okazały się w większości przypadków wyższe od odpowiadającym im oszacowań elastyczności warunkowych, a największe różnice obserwuje się dla kategorii produktowych z wysokim odsetkiem gospodarstw domowych o zerowych wydatkach. Wykorzystanie bardziej zaawansowanych metod estymacji, w porównaniu z poprzednimi badaniami dla Polski, okazało się uzasadnione. W szczególności za zasadnością stosowania modelu selekcji przemawia statystyczna istotność oszacowań parametrów stojących przy odwróconym ilorazie Millsa na drugim etapie estymacji elastyczności warunkowych. Nieliniową zależność udziałów od logarytmu całkowitych wydatków potwierdziły natomiast istotnie różne od zera oszacowania parametrów stojących przy kwadracie logarytmu całkowitych wydatków.

<sup>3</sup> Wybór tej samej specyfikacji dla wszystkich kategorii produktowych zapewnia porównywalność wyników. Możliwość obciążenia niektórych danych z efektem sezonowym dla części analizowanych lat kontrolowana jest dzięki uwzględnieniu w estymacji odpowiednich zmiennych zerojedynkowych.

<sup>4</sup> Na przykład z kategorii „owoce i warzywa” jedno gospodarstwo domowe mogło w czasie badania kupić tylko ziemniaki, drugie – pomarańcze i brzoskwinie. Obserwowana cena dla pierwszego gospodarstwa, liczona jako iloraz wartości i ilości, będzie więc zdecydowanie niższa niż dla gospodarstwa drugiego.

Otrzymane oszacowania elastyczności warunkowych wykorzystano następnie do analizy kształtowania się wydatków gospodarstw domowych w Polsce w ostatnich latach. Uwagę zwrócono na istnienie trendu udziałów i elastyczności warunkowych oraz zmiany struktury udziałów, a tym samym zmiany postrzegania niektórych kategorii wydatkowych. Okazało się, że zarówno udziały, jak i znaczna część elastyczności dochodowych wydatków na żywność cechują się malejącym trendem, co może być wynikiem upodobniania się do wartości obserwowanych w krajach wysoko rozwiniętych. Ponadto w latach 2001–2009 zmieniała się struktura wydatków na higienę osobistą, łączność, usługi w zakresie rekreacji i kultury oraz restauracje i hotele – tak, że większe znaczenie w poszczególnych kategoriach wydatków zaczęły mieć dobra o charakterze luksusowym.

Struktura pozostałej części artykułu jest następująca. Rozdział drugi poświęcono opisowi i charakterystyce zbioru danych, w tym zjawisku występowania zerowych wydatków. Następnie, w rozdziale trzecim przedstawiona została konstrukcja modelu, wyprowadzone wzory na elastyczności warunkowe i bezwarunkowe oraz zaprezentowano zmienne i metody wykorzystane przy estymacji. Rozdział czwarty zawiera omówienie wybranych wyników estymacji, głównie pod kątem ich własności statystycznych. Analiza kształtowania się wydatków gospodarstw domowych w Polsce w latach 1999–2009 na podstawie wyestymowanych wrażliwości wydatkowych oraz zmian udziałów znajduje się w rozdziale piątym, a tabele i rysunki – w aneksie.

## 2. Dane i zakres badania

Artykuł opiera się na danych jednostkowych pochodzących z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych, przeprowadzanego corocznie przez Główny Urząd Statystyczny. W badaniu każdego roku uczestniczy ponad 30 tysięcy gospodarstw domowych<sup>5</sup>, które przez losowo wybrany jeden miesiąc w roku gromadzą i udostępniają informacje o dochodach, wydatkach oraz ważniejszych charakterystykach zarówno całego gospodarstwa domowego, jak i jego poszczególnych członków. Bardzo duża szczegółowość oraz szeroki zakres informacji sprawiają, że dane pochodzące z BBGD są bardzo użytecznym narzędziem wielu rodzajów analiz, nie tylko badania wrażliwości wydatków.

Specyfiką tego rodzaju danych są raportowane zerowe wydatki niektórych gospodarstw domowych, szczególnie gdy kategorie rozpatruje się dość szczegółowo. W tabeli 1 oprócz podstawowych statystyk dla zbioru danych z 2009 r. w ostatniej kolumnie znajduje się odsetek gospodarstw domowych z zerowymi wydatkami na poszczególne kategorie produktowe. Można zaobserwować, że część analizowanych grup wydatków ponoszona jest przez większość badanych gospodarstw domowych: ponad 90% podmiotów odnotowało dodatnie zakupy na żywność (wyjątek stanowiły ryby i napoje alkoholowe), higienę osobistą oraz wyposażenie i użytkowanie mieszkania. Z drugiej strony, istnieją kategorie produktów, głównie spośród powszechnie uznawanych za luksusowe, które pojawiły się w wydatkach tylko niewielkiego odsetka badanych gospodarstw domowych. Na przykład w 2009 r. ponad 80% gospodarstw domowych w okresie badania nie zakupiło dóbr i usług związanych z edukacją oraz turystyką zorganizowaną, sprzętów audiowizualnych oraz odzieży i obuwiu dziecięcego. Brak wydatków na badane kategorie dóbr w koszykach konsumpcyjnych może mieć wiele przyczyn. Jedną z nich na pewno wynika ze specyfiki badania, w którym – jak wspo-

---

<sup>5</sup> W latach 1999–2009 było to od 31,4 do 37,5 tysięcy gospodarstw domowych.

mniano – gospodarstwa badane są tylko w jednym miesiącu w roku, natomiast część wydatków ponoszona jest sezonowo lub rzadziej niż raz w miesiącu. W danych pojawia się więc zjawisko cenzurowania zmiennej, które nie jest jednak jedyną przyczyną występowania zerowych wydatków. Niezerowe wydatki mogą być bowiem powiązane z pewnymi cechami społeczno-demograficznymi gospodarstw domowych. Na przykład wydatki na odzież i obuwie dziecięce oraz edukację ponoszone są głównie przez gospodarstwa domowe, w których są dzieci czy młodzież. Ponadto, co wyraźnie widać w tabeli 1, średnie wydatki konsumpcyjne dla podprób gospodarstw domowych o niezerowych wydatkach na poszczególne kategorie wyraźnie różnią się między sobą. W szczególności średnie łączne miesięczne wydatki gospodarstw domowych, które w analizowanym okresie kupowały pieczywo (podpróba ta zawiera ponad 99% wszystkich podmiotów), wyniosły nieco powyżej 2200 zł, podczas gdy średnie wydatki dla podpróby podmiotów o niezerowych wydatkach na sprzęt audiowizualny (mniej niż 14%) to prawie 3300 zł miesięcznie. Może to oznaczać, że występowanie niezerowych wydatków na niektóre kategorie jest powiązane z poziomem zamożności gospodarstw domowych. Jest to kolejny argument podważający losowość doboru podpróby gospodarstw domowych o niezerowych wydatkach z całkowitej dostępnej próby.

Badaniem objęto wszystkie podstawowe wydatki konsumpcyjne, czyli wydatki na żywność, odzież i obuwie, wyposażenie i użytkowanie mieszkania, transport i łączność oraz pozostałe dobra i usługi. Wyszczególnione kategorie produktowe zostały dalej rozbite na ważniejsze grupy (por. tabela 1). Zastosowany poziom szczegółowości pozwalał na dokładniejsze prześledzenie zachowań konsumpcyjnych.

Elastyczności bezwarunkowe estymowane były na pełnej próbie, która obejmowała od 34,5 do 37,5 tysięcy obserwacji, w zależności od roku. Do szacowania elastyczności warunkowych zostały wykorzystane tylko gospodarstwa domowe o niezerowych wydatkach, a liczba obserwacji różniła się znacznie w zależności od kategorii. Liczba obserwacji dla poszczególnych grup wydatków wahała się od 34 tysięcy (dla wydatków na pieczywo ogółem) do 3,5 tysiąca (dla wydatków na turystykę zorganizowaną).

Elastyczności dochodowe warunkowe zostały wyestymowane dla lat 1999–2009<sup>6</sup>, natomiast elastyczności dochodowe bezwarunkowe dla lat 2005–2009. Krótsze szeregi czasowe oszacowań elastyczności bezwarunkowych są konsekwencją braku dostępności niektórych zmiennych we wcześniejszych latach (przede wszystkim informacji, w którym miesiącu dane gospodarstwo było poddane badaniu). Wydają się to dość istotne, zwłaszcza gdy na drugim etapie estymacji uwzględnia się całą próbę gospodarstw domowych (tzn. również te z zerowymi wydatkami).

### 3. Konstrukcja modelu i metoda estymacji

Podążając za Shonkweilerem i Yenem (1999) zapiszmy problem zależności udziału wydatków od całkowitych wydatków gospodarstw domowych w następującej postaci<sup>7</sup>:

<sup>6</sup> Wyjątek stanowią wydatki na łączność oraz higienę osobistą, w przypadku których oszacowania elastyczności warunkowych są dostępne od 2001 r., oraz wydatki na edukację modelowane od 2000 r. Wprowadzone ograniczenia próby wiążą się ze zmianami metodologicznymi w BBGD w kolejnych latach.

<sup>7</sup> Przy zadaniu następujących dodatkowych założeń:

$\gamma_{1i} = \sigma_i \beta_{1i}, \gamma_{2i} = \sigma_i \beta_{2i}, \gamma_{3i} = \sigma_i \beta_{3i}, \theta_{ji} = \sigma_i \alpha_{ji}, \text{var}(e_{ik}) = \sigma_i, \text{var}(u_{ik}) = 1 \forall k$  model ten można sprowadzić do modelu tobitowego (por. Shonkweiler, Yen 1999).

$$\begin{aligned}
I_{ik}^* &= \gamma_{1i} + \gamma_{2i} \log Y_k + \gamma_{3i} (\log Y_k)^2 + \sum_j \theta_{ji} f_{jk} + u_{ik} \\
w_{ik}^* &= \beta_{1i} + \beta_{2i} \log Y_k + \beta_{3i} (\log Y_k)^2 + \sum_j \alpha_{ji} z_{jk} + e_{ik} \\
I_{ik} &= \begin{cases} 1, & \text{jeśli } I_{ik}^* > 0 \\ 0, & \text{jeśli } I_{ik}^* \leq 0 \end{cases} & w_{ik} = I_{ik} w_{ik}^* \\
& & i = 1, \dots, M \quad k = 1, \dots, N
\end{aligned} \tag{1}$$

W tej notacji  $i$  oznacza kategorię produktową, a  $k$  numer gospodarstwa domowego. Zmienne  $I_{ik}^*$  oraz  $w_{ik}^*$  są nieobserwowalne, odpowiadają im zmienne obserwowalne  $I_{ik}$  i  $w_{ik}$ . Zmienna  $I_{ik}$  oznacza decyzję gospodarstwa domowego w pierwszym kroku. Wartość 1 odpowiada poniesieniu wydatków na  $i$ -tą kategorię przez  $k$ -te gospodarstwo domowe, a  $w_{ik}$  to wartość tego wydatku w stosunku do całkowitych wydatków konsumpcyjnych podmiotu. Tylko dodatnie wartości zmiennej  $w_{ik}$  są obserwowalne. Dalej,  $Y_k$  to całkowite wydatki konsumpcyjne gospodarstwa  $k$ , a  $f_{jk}$  i  $z_{jk}$  to zmienne demograficzne oraz społeczno-ekonomiczne charakteryzujące gospodarstwa domowe i wpływające, odpowiednio, na decyzję o wydatkach oraz ich poziom. Zmienne  $u_{ik}$  i  $e_{ik}$  stanowią zaburzenia losowe, a  $\gamma_{1i}, \gamma_{2i}, \gamma_{3i}, \theta_{ji}, \beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}, \alpha_{ji}$  odpowiadają nieznanym parametrom modelu.

Dopuszcza się zależność między składnikami losowymi z pierwszego i drugiego etapu, taką że wektor  $[u_{ik}, e_{ik}]'$  pochodzi z rozkładu normalnego dwuwymiarowego oraz  $cov(u_{ik}, e_{ik}) = \delta_i^8$ .

### 3.1. Estymacja elastyczności dochodowych warunkowych

Warunkowa wartość oczekiwana  $w_{ik}$  przy założeniu niezerowych wydatków ma postać:

$$E[w_{ik} | u_{ik} > -(\eta_i' v_k)] = \beta_{1i} + \beta_{2i} \log Y_k + \beta_{3i} (\log Y_k)^2 + \sum_j \alpha_{ji} z_{jk} + \delta_i \frac{\phi(\eta_i' v_k)}{\Phi(\eta_i' v_k)} \tag{2}$$

gdzie  $v_k$  to regresory z pierwszego etapu estymacji,  $\eta_i'$  odpowiadające im parametry, a  $\phi$  i  $\Phi$  to, odpowiednio, gęstość i dystrybuanta standardowego rozkładu normalnego.

Procedura estymacji elastyczności warunkowych oparta na klasycznym modelu selekcji Heckmana odbywa się w następujący sposób: Najpierw, osobno dla każdej kategorii produktowej, za pomocą modelu probitowego estymowane są równania (1)<sup>9</sup>. Następnie estymacja ograniczona jest do podpróby gospodarstw domowych o niezerowych wydatkach. Metodą zmiennych instrumentalnych, osobno dla każdej kategorii produktowej, szacowane są parametry następujących równań:

$$w_{ik} = \beta_{1i} + \beta_{2i} \log Y_k + \beta_{3i} (\log Y_k)^2 + \sum_j \alpha_{ji} z_{jk} + \delta_i \frac{\phi(\hat{\eta}_i' v_k)}{\Phi(\hat{\eta}_i' v_k)} + e_{ik}, \quad i = 1, \dots, M \tag{3}$$

<sup>8</sup> Uwzględnienie korelacji pomiędzy błędami losowymi z obu etapów wynika stąd, że zarówno na poziom wydatków, jak i jego prawdopodobieństwo mogą wpływać nieobserwowane cechy gospodarstwa domowego.

<sup>9</sup> Gdy estymujemy modele probitowe osobno, przyjmujemy założenie, że  $cov[u_{ik}, u_{jk}] = 0$  dla każdego  $i \neq j$ .



Do obliczenia wyrażenia  $\frac{\phi(\hat{\eta}'_i v_k)}{\Phi(\hat{\eta}'_i v_k)}$ , zwanego odwróconym ilorazem Millsa (*inverse Mills ratio*, IMR), wykorzystuje się estymatory z pierwszego etapu estymacji<sup>10</sup>. Dodatkowo, do przetestowania zasadności zastosowania zmiennych instrumentalnych użyto testu Hausmana.

### 3.2. Estymacja elastyczności bezwarunkowych

Korzystając z własności (2) oraz równości  $E[w_i | u_{ik} \leq -(\eta_i v_k)] = 0$ , otrzymujemy wyrażenie na bezwarunkową wartość oczekiwaną  $w_{ik}$  o postaci:

$$\begin{aligned} E[w_{ik}] &= \Phi(\eta'_i v_k) E[w_i | u_{ik} > -(\eta_i v_k)] + (1 - \Phi(\eta_i v_k)) E[w_i | u_{ik} \leq -(\eta'_i v_k)] \\ &= \Phi(\eta'_i v_k) \left( \beta_{1i} + \beta_{2i} \log Y_k + \beta_{3i} (\log Y_k)^2 + \sum_j \alpha_{ji} z_{jk} \right) + \delta_i \phi(\eta'_i v_k) \end{aligned} \quad (4)$$

Z powyższego elastyczności bezwarunkowe uzyskuje się z estymacji następujących równań:

$$\begin{aligned} w_{ik} &= \beta_{1i} \Phi(\hat{\eta}'_i v_k) + \beta_{2i} \Phi(\hat{\eta}'_i v_k) \log Y_k + \beta_{3i} \Phi(\hat{\eta}'_i v_k) (\log Y_k)^2 + \sum_j \alpha_{ji} \Phi(\hat{\eta}'_i v_k) z_{jk} + \delta_i \phi(\hat{\eta}'_i v_k) + e_{ik}, \\ & \quad i = 1, \dots, M \quad k = 1, \dots, N \end{aligned} \quad (5)$$

Wyrażenia szacowane są łącznie za pomocą trzystopniowej metody najmniejszych kwadratów, która jest połączeniem pozornie niezależnych regresji (*seemingly unrelated regressions*, SUR) z metodą zmiennych instrumentalnych. Dzięki temu możliwa jest kontrola zarówno endogeniczności, czyli zależności między składnikiem losowym a zmiennymi objaśniającymi, jak i korelacji pomiędzy  $e_{ik}$  i  $e_{jk}$ .

Jak wynika z samej konstrukcji modelu, macierz wariancji-kowariancji błędów losowych równań (5) jest heteroskedastyczna<sup>11</sup>. Z tego powodu błędy standardowe parametrów modelu szacowane są za pomocą metody bootstrap dla 1000 iteracji<sup>12</sup>.

<sup>10</sup> Jak pokazuje Tauchman (2005; 2008), estymacja równań (1) i (3) osobno dla każdej kategorii produktowej nie jest teoretycznie optymalna z punktu widzenia własności statystycznych estymatorów. Z przeprowadzonych symulacji Monte Carlo wynika jednak, że metoda ta nie daje istotnie gorszych rezultatów w porównaniu z bardziej ogólnymi metodami (np. przy estymacji równań (3) jako systemu czy wykorzystaniu na pierwszym etapie wielowymiarowego probitu). Ponadto w przypadku szacowania elastyczności warunkowych niezależna estymacja każdej kategorii produktowej jest najczęściej spotykana w literaturze.

<sup>11</sup> Heteroskedastyczność wynika bezpośrednio z następującej postaci błędu losowego:

$$\varepsilon_{it} = e_{it} + \left( \Phi(\eta'_i v_k) - \Phi(\hat{\eta}'_i v_k) \right) \left( \beta_{1i} + \beta_{2i} \log Y_k + \beta_{3i} (\log Y_k)^2 + \sum_j \alpha_{ji} z_{jk} \right) + \delta_i (\phi(\eta'_i v_k) - \phi(\hat{\eta}'_i v_k))$$

Analityczne wzory na macierz wariancji i kowariancji można znaleźć u Tauchmana (2005).

<sup>12</sup> Macierz wariancji-kowariancji w przypadku tego badania dla każdego analizowanego roku ma wymiary w przybliżeniu  $(37000 \times 23) \times (37000 \times 23)$ , wyprowadzenie jej w sposób analityczny jest więc czasochłonne i kłopotliwe. Również w przypadku maksymalizacji zadanej w formie ogólnej łącznej funkcji wiarygodności przy 23 kategoriach nie ma pewności, czy metodami symulacyjnymi otrzyma się zbieżność rozwiązania. Dlatego autorka zdecydowała się na bootstrapowe szacowanie błędów standardowych.

### 3.3. Wyprowadzenie wzorów na elastyczności dochodowe

W badaniu elastycznością dochodową dla wydatków na  $i$ -te dobro nazywa się względną zmianą wydatków na dobro  $i$  w reakcji na względną zmianę całkowitych wydatków konsumpcyjnych (obie zmienne wyrażone wartościowo). Jest to odpowiednik spotykanej w literaturze anglojęzycznej *expenditure elasticity*, czyli w dosłownym tłumaczeniu elastyczności wydatkowej (por. Browning, Chiappori 1998). Rezygnację z estymacji właściwej zależności wydatków od dochodów spowodowała specyfika danych jednostkowych. Jak pokazują badania (por. m.in. Hurst, Li, Pugsley 2010), gospodarstwa domowe mają skłonność do zaniżania swojego dochodu w ankietach (zwłaszcza osoby samozatrudnione). Ponadto, jako że dochody niektórych grup gospodarstw domowych charakteryzują się dużą zmiennością (szczególnie gospodarstwa rolników oraz samozatrudnionych), w przypadku badań realizowanych w krótkim przedziale czasu, odnotowane dochody mogą czasami nie oddawać prawdziwej zamożności gospodarstw domowych, np. zdarza się, że w bazie danych występują ujemne dochody. Całkowite wydatki stanowią natomiast dobrą aproksymację poziomu życia analizowanych podmiotów.

#### Wzór na elastyczność warunkową

Elastyczność dochodową warunkową dla  $i$ -tej kategorii produktowej, oszacowaną dla przeciętnego gospodarstwa domowego (równanie (2) jest z założenia spełnione dla każdego gospodarstwa domowego, indeks  $k$  może więc zostać pominięty), uzyskuje się z następującego wzoru:

$$\varepsilon_i^{war} = \frac{\partial E[Yw_i | u_i > -(\eta_i'v)]}{\partial \log Y} \Big|_{sr} = 1 + \frac{\partial E[w_i | u_{ik} > -(\eta_i'v)]}{\partial \log Y} \Big|_{sr} \frac{1}{w_i}$$

$$\varepsilon_i^{war} = 1 + \frac{\beta_{2i} + 2\beta_{3i} \log \bar{Y} - \delta_i (\hat{\gamma}_{2i} + 2\hat{\gamma}_{3i} \log \bar{Y}) \left( \hat{\eta}_i' \bar{v} \frac{\phi(\hat{\eta}_i'v)}{\Phi(\hat{\eta}_i'v)} \Big|_{sr} + \left( \frac{\phi(\hat{\eta}_i'v)}{\Phi(\hat{\eta}_i'v)} \Big|_{sr} \right)^2 \right)}{\bar{w}_i}$$

gdzie:

- $\hat{\gamma}_{2i}, \hat{\gamma}_{3i}, \hat{\eta}_i'$  – oszacowania parametrów  $\gamma_{2i}, \gamma_{3i}, \eta_i'$  z pierwszego etapu estymacji,
- $\frac{\phi(\hat{\eta}_i'v)}{\Phi(\hat{\eta}_i'v)} \Big|_{sr}$  – średnia wartość odwróconego ilorazu Millsa,
- $\bar{Y}, \bar{w}_i, \bar{v}$  – odpowiednio, średnie z  $Y, w_i$  oraz  $v$ , policzone na podpróbie gospodarstw domowych o niezerowych wydatkach na  $i$ -tą kategorię produktową.

#### Wzór na elastyczność bezwarunkową

Wzór na bezwarunkową elastyczność, z wykorzystaniem wyrażenia (4), można przedstawić jako:

$$\varepsilon_i^{bezwar} = \frac{\partial E[Yw_i]}{\partial \log Y} \Big|_{sr} = 1 + \frac{\partial E[w_i]}{\partial \log Y} \Big|_{sr} \frac{1}{w_i}$$

gdzie:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E[w_i]}{\partial \log Y} \Big|_{\acute{s}r} &= \frac{(\beta_{2i} + 2\beta_{3i} \log Y) \Phi(\hat{\eta}'_i v) + \frac{\partial \Phi(\hat{\eta}'_i v)}{\partial \log Y} (\beta_{1i} + \beta_{2i} \log Y + \beta_{3i} (\log Y)^2 + \sum_j \alpha_{ji} z_j) + \delta_i \frac{\partial \phi(\hat{\eta}'_i v)}{\partial \log Y}}{w_i} \Big|_{\acute{s}r} \\ &= \frac{(\beta_{2i} + 2\beta_{3i} \log \bar{Y}) \Phi(\hat{\eta}'_i \bar{v}) + (\beta_{1i} + \beta_{2i} \log \bar{Y} + \beta_{3i} (\log \bar{Y})^2 + \sum_j \alpha_{ji} \bar{z}_j) (\hat{\gamma}_{2i} + 2\hat{\gamma}_{3i} \log \bar{Y}) \phi(\hat{\eta}'_i \bar{v})}{\bar{w}_i} \\ &\quad + \frac{-\delta_i \hat{\eta}'_i \bar{v} (\hat{\gamma}_{2i} + 2\hat{\gamma}_{3i} \log \bar{Y}) \phi(\hat{\eta}'_i \bar{v})}{\bar{w}_i} = \\ &= \frac{(\beta_{2i} + 2\beta_{3i} \log \bar{Y}) \Phi(\hat{\eta}'_i \bar{v}) + (\hat{\gamma}_{2i} + 2\hat{\gamma}_{3i} \log \bar{Y}) \phi(\hat{\eta}'_i \bar{v}) \left( (\beta_{1i} + \beta_{2i} \log \bar{Y} + \beta_{3i} (\log \bar{Y})^2 + \sum_j \alpha_{ji} \bar{z}_j) - \delta_i \hat{\eta}'_i \bar{v} \right)}{\bar{w}_i} \end{aligned}$$

W tym przypadku wyrażenia  $\bar{Y}$ ,  $\bar{w}_i$ ,  $\bar{z}_j$ ,  $\bar{v}$  są obliczane na próbie wszystkich gospodarstw domowych.

Jeżeli elastyczność dochodowa dla wydatków na dane dobro jest większa od jedności mówi się, że dobro to jest luksusowe (albo wyższego rzędu). Oznacza to, że wydatki na dobro luksusowe rosną szybciej niż dochód. Dobra podstawowe to natomiast dobra, dla których wydatki rosną wolniej niż dochód (elastyczność mniejsza od jedności ale większa od zera). Innymi słowy, gdy jesteśmy bogatsi, kupujemy więcej zarówno dóbr luksusowych, jak i podstawowych, ale w naszej strukturze wydatków rośnie procent wydatków na dobra luksusowe kosztem dóbr podstawowych. Punktem granicznym jest więc elastyczność równa jedności; takie dobra mają stały udział w strukturze wydatków. W prezentowanym badaniu część wartości oszacowań elastyczności to liczby bliskie jedności. Dodatkowo zostały więc przeprowadzone testy o hipotezie zerowej, ponieważ elastyczność dochodowa wydatków na dane dobro (będąca kombinacją liniową parametrów modelu) jest równa jedności  $H_0: \varepsilon_i^{var} = 1$ <sup>13</sup>. Znacznie rzadziej spotykane są dobra charakteryzujące się ujemną elastycznością, zwane dobrami niższego rzędu. Wraz ze wzrostem dochodu spada ich konsumpcja. Ujemne oszacowania elastyczności dochodowych są, choć nieczęsto, spotykane w literaturze, szczególnie dla grup wydatków o dużym poziomie szczegółowości (por. Saha, Capps, Byrne 1997).

### 3.4. Charakterystyka zmiennych użytych w badaniu

W literaturze można znaleźć wiele dowodów na to, że cechy gospodarstwa domowego, takie jak jego struktura czy położenie demograficzne, mają wpływ na kształtowanie się wydatków konsumpcyjnych (Working 1943; Delgado, Miles 1997). W niniejszym badaniu oprócz logarytmu oraz kwadratu logarytmu całkowitych wydatków jako zmienne objaśniające w obu etapach estymacji posłużyły więc dodatkowo: 1) logarytm liczby osób w gospodarstwie, 2) udział dzieci do lat 16

<sup>13</sup> Użyte zostały modyfikacje testów największej wiarygodności oraz mnożników Lagrange'a, odpowiednie dla zastosowanych metod estymacji (por. Greene 2002).

w łącznej liczbie członków gospodarstwa domowego, 3) wielkość miejscowości (przyjmująca wartość jeden, gdy miejscowość ma co najmniej 20 tys. mieszkańców, zero w przeciwnym przypadku), 4) logarytm wieku osoby będącej głową gospodarstwa domowego, 5) kwadrat logarytmu wieku osoby będącej głową gospodarstwa domowego. Powyższe zmienne są często stosowane w analizach popytu konsumpcyjnego<sup>14</sup>.

Aby uniknąć zbytnej korelacji między estymatorem odwróconego ilorazu Millsa a zmiennymi używanymi na drugim etapie estymacji, zaleca się, by do estymacji modelu probitowego wykorzystać co najmniej jedną zmienną objaśniającą, która nie występuje później na drugim etapie estymacji. W badaniu dodatkowymi zmiennymi użytymi tylko w pierwszym etapie (model probitowy) są następujące charakterystyki gospodarstw domowych: 1) zmienna binarna określająca, czy gospodarstwo domowe posiada samochód, 2–3) obecność studentów dziennych/zaocznych w gospodarstwie domowym, 4) obecność dzieci do lat 14 w gospodarstwie domowym, 5–16) dla lat 2005–2009<sup>15</sup> zmienne zero-jedynkowe identyfikujące miesiąc badania dla danego gospodarstwa domowego (miesiąc bazowy – grudzień). Z konstrukcji modelu wynika, że zmienne te powinny wpływać na prawdopodobieństwo dokonania zakupu dobra z danej kategorii, ale nie na poziom wydatków. Takie też było kryterium wyboru zmiennych. Na przykład posiadanie samochodu przez gospodarstwo domowe w naturalny sposób wpływa na występowanie wydatków na wykorzystanie środków transportu, natomiast ich wysokość determinują już inne zmienne, jak zamożność czy miejsce zamieszkania.

### Zmienne instrumentujące logarytm i kwadrat logarytmu całkowitych wydatków

Jak wspomniano, endogeniczność udziałów oraz całkowitych wydatków wynika z jednoczesnej decyzji gospodarstwa domowego, dotyczącej podziału wydatków między poszczególne kategorie, w sumie stanowiących jego całkowite wydatki. Dlatego przy kwadratowej postaci krzywej Engla występuje skorelowanie zarówno logarytmu, jak i kwadratu logarytmu całkowitych wydatków z błędem losowym w modelu. Nie ma natomiast jasných dowodów na to, że podział dochodu między konsumpcję a oszczędności jest powiązany z poziomem planowanych wydatków na poszczególne kategorie produktowe. Ze względu na oczywistą korelację między dochodem a łącznymi wydatkami poziom dochodu stanowi bardzo wygodny instrument eliminacji endogeniczności w modelach popytowych i jest często używany w badaniach empirycznych (por. np. Blundell, Duncan, Pendakur 1998; Lewbel 1996). W niniejszej pracy logarytm dochodu rozporządalnego oraz kwadrat logarytmu dochodu rozporządalnego posłużyły jako instrumenty logarytmu oraz kwadratu logarytmu całkowitych wydatków. Oprócz pozostałych zmiennych użytych w modelu jako instrumenty logarytmu i kwadratu logarytmu całkowitych wydatków zostały wykorzystane: 1) zmienna binarna określająca, czy osoba będąca głową gospodarstwa domowego ma wyższe wykształcenie, 2) zmienna binarna określająca czy osoba będąca głową gospodarstwa domowego pracuje na własny rachunek, 3) udział pracujących w łącznej liczbie członków gospodarstwa domowego, 4) logarytm powierzchni mieszkania, 5) zmienna binarna określająca, czy gospodarstwo domowe mieszka w domku jed-

<sup>14</sup> Przykładowe wykorzystanie zmiennych w literaturze dotyczącej badań popytu konsumpcyjnego: liczba osób – Balli, Tiezzi (2010), Sam, Zheng (2009); struktura gospodarstwa domowego – Pollak, Wales (1981), Balli, Tiezzi (2010); region – Browning, Chiappori (1998), Yen (2005); wiek osoby będącej głową gospodarstwa domowego – Browning, Chiappori (1998), Yen (2005); nieliniowa zależność od wieku osoby będącej głową gospodarstwa domowego – Browning, Chiappori (1998). W polskiej literaturze analogiczne zmienne zostały użyte w badaniu Szulca (2005).

<sup>15</sup> W bazie danych nie ma informacji dotyczącej wcześniejszych lat.

norodzinny lub bliźniaku, 6) zmienna binarna oddająca ocenę jakości życia gospodarstwa domowego (przyjmująca wartość jeden, gdy ocena jakości życia jest co najmniej dobra). Zmienne zostały dobrane w taki sposób, by z teoretycznego punktu widzenia nie wpływały na nie udziały wydatków na kategorie produktowe, natomiast intuicyjna była ich korelacja z całkowitymi wydatkami<sup>16</sup>.

#### 4. Wyniki estymacji oraz porównanie oszacowań elastyczności warunkowych i bezwarunkowych

Niniejszy rozdział zawiera wybrane wyniki estymacji elastyczności warunkowych i bezwarunkowych, głównie w kontekście ich własności statystycznych. Bardziej szczegółowe omówienie uzyskanych oszacowań wrażliwości wydatków na zmiany dochodów dla poszczególnych kategorii znajduje się w rozdziale 5.

##### 4.1. Model probitowy

Tabela 2 zawiera wybrane wyniki pierwszego etapu estymacji (por. równanie (1)) dla 2009 r. Znaki przy parametrach mówią, jak (dodatnio czy ujemnie) dana zmienna (będąca charakterystyką gospodarstwa domowego lub okresu) wpływa na prawdopodobieństwo wystąpienia wydatków na badaną grupę produktową, gwiazdki informują natomiast o statystycznej istotności zmiennych. Okazało się, że logarytm całkowitych wydatków wpływa dodatnio na prawdopodobieństwa ponoszenia wszystkich wydatków. Zmienne czasowe, identyfikujące miesiąc badania gospodarstwa domowego, również okazały się istotne dla sporej części dóbr. Na przykład prawdopodobieństwo podjęcia decyzji o typowo sezonowych wydatkach na turystykę zorganizowaną w każdym miesiącu znacznie się różniło. Jak wynika z modelu, liczba osób w rodzinie ujemnie wpływa na prawdopodobieństwo nabycia niektórych dóbr powszechnie uznawanych za luksusowe, czyli m.in. poniesienia wydatków na restauracje i hotele, turystykę zorganizowaną, usługi w zakresie rekreacji i kultury oraz sprzęt audiowizualny. Z drugiej strony zmienna ta wpływa dodatnio na prawdopodobieństwo wydatków na edukację oraz wyposażenie mieszkania. Może to wynikać z hierarchizacji potrzeb wieloosobowych gospodarstw domowych. Zgodnie z intuicją prawdopodobieństwo postępowania wydatków na edukację istotnie zwiększa się, gdy w gospodarstwie są studenci dzienni lub zaoczeni. Ponadto obecność studentów zachęca gospodarstwa domowe do ponoszenia wydatków m.in. na restauracje i hotele, usługi w zakresie rekreacji i kultury, odzież i obuwie dla dorosłych oraz usługi transportowe. Jak można było oczekiwać, posiadanie samochodu przez gospodarstwo domowe znacznie zwiększa prawdopodobieństwo podjęcia decyzji o wydatkach na środki transportu, a jednocześnie ujemnie oddziałuje na ponoszenie wydatków na usługi transportowe. W przedostatniej kolumnie tabeli 4 znajduje się R-kwadrat McFaddena, natomiast w ostatniej – odsetek dobrych przyporządkowań<sup>17</sup>, który okazał się większy od 90% dla ponad połowy kategorii. Należy jednak zauważyć, że wysoki odsetek dobrych przyporządkowań, wraz z umiarkowanie

<sup>16</sup> Podobna specyfikacja jest u Szulca (2005).

<sup>17</sup> Przyjmuje się, że model dobrze przyporządkowuje decyzję o podjęciu wydatków na daną kategorię, jeśli przewidywane przez niego prawdopodobieństwo poniesienia tych wydatków jest większe od 0,5.

zadowalającymi wartościami statystyki R-kwadrat, może wynikać z samej struktury danych. Zazwyczaj bowiem zdecydowana większość badanych gospodarstw domowych nabywała (albo nie nabywała) określone kategorie produktowe, np. wydatki na większość kategorii żywności poniosło ponad 90% gospodarstw domowych, a na usługi w zakresie turystyki zdecydowało się mniej niż 20% badanej próby. Jak się okazało, model dobrze identyfikuje decyzje o podjęciu wydatków przeważającej części gospodarstw, natomiast słabiej mniejszości.

## 4.2. Elastyczności warunkowe

Ze względu na mającą podłoże teoretyczne endogeniczność udziałów oraz całkowitych wydatków na drugim etapie estymacji elastyczności warunkowych wykorzystano metodę zmiennych instrumentalnych. Weryfikacja zasadności zastosowania zmiennych instrumentalnych przebiegła pomyślnie – test Hausmana potwierdził korelację zmiennych objaśniających ze składnikiem losowym dla większości grup wydatków i lat, z wyjątkiem wydatków na edukację, odzież i obuwie dziecięce oraz sprzęt audiowizualny. Jednak również w tych przypadkach wykorzystanie zmiennych instrumentalnych wydaje się w dużej mierze uzasadnione teoretycznym podłożem zjawiska współzależności. R-kwadrat w estymacji pierwszego stopnia dla zmiennych instrumentowanych, czyli logarytmu oraz kwadratu logarytmu całkowitych wydatków, znajdował się między 57% a 96% dla wszystkich kategorii wydatków oraz lat. Co ważne, dla większości modeli kwadrat logarytmu całkowitych wydatków okazał się istotny na drugim etapie estymacji, co potwierdza zasadność przyjętej postaci funkcyjnej (por. tabela 3).

W drugim etapie estymacji elastyczności warunkowych jedną ze zmiennych objaśniających był odwrócony iloraz Millsa (IMR), obliczony na podstawie oszacowań parametrów uzyskanych z modelu probitowego. Zmienna ta koryguje błąd wynikający z ograniczenia próby do gospodarstw domowych o niezerowych wydatkach przy estymacji równania Engla, a statystyczna istotność stojącego przy niej parametru wskazuje na nielosowy charakter podpróby. Tabela 4 zawiera *p*-wartości dla parametru przy IMR dla analizowanych kategorii produktowych oraz lat. Poza paroma wyjątkami wartości te okazały się mniejsze od 0,1, czyli od przyjętego poziomu istotności. Wynik ten potwierdza zasadność zastosowania dwustopniowej procedury estymacji. Zjawisko selekcji przy estymacji elastyczności warunkowych nie zostało jednoznacznie potwierdzone dla wydatków na turystykę, dla których IMR okazał się nieistotny dla sześciu z 11 analizowanych lat, oraz wydatków na restauracje i hotele przed 2004 r. Skłonność gospodarstw domowych do ponoszenia wydatków na dobra z tych kategorii jest oczywiście różna, jednak różnice te nie wpływają istotnie na oszacowania warunkowej elastyczności dochodowej.

Oszacowania elastyczności warunkowych dla wszystkich kategorii wydatkowych, oprócz wydatków na pieczywo ogółem, są większe od zera (por. tabela 5). Wartości oszacowań dla wydatków na żywność, odzież i obuwie, łączność, usługi transportowe, restauracje i hotele oraz użytkowanie mieszkania okazały się mniejsze od jedności, co wskazywałoby na podstawowy charakter tych dóbr. Odzież i obuwie dla dorosłych, wyposażenie mieszkania, środki transportu, turystykę zorganizowaną, gazety i czasopisma, sprzęt audiowizualny oraz higienę osobistą można zakwalifikować do dóbr wyższego rzędu. Wokół jedności wahały się natomiast elastyczności warunkowe wydatków na edukację oraz usługi w zakresie rekreacji i kultury.

### 4.3. Elastyczności bezwarunkowe

Na drugim etapie estymacji do oszacowania elastyczności bezwarunkowych wykorzystano cały dostępny zbiór danych i specyfikację SY (por. podrozdział 3.2.).

Elastyczności bezwarunkowe okazały się większe od zera dla wszystkich kategorii, a podział na dobra podstawowe i wyższego rzędu, poza wydatkami na restauracje i hotele, które w tym przypadku okazały się wydatkiem luksusowym, pokrywa się z uzyskanym na podstawie oszacowań elastyczności warunkowych. Wydatki na trzy spośród badanych kategorii: sprzęt audiowizualny, restauracje i hotele oraz turystykę zorganizowaną, są najbardziej wrażliwe na zmiany dochodów.

### 4.4. Porównanie oszacowań elastyczności warunkowych i bezwarunkowych

Jak pokazują wyniki (por. tabela 5 oraz wykres 1), oszacowania elastyczności warunkowych i bezwarunkowych różnią się między sobą i te ostatnie okazały się zasadniczo wyższe (wyjątek stanowią elastyczności wydatków na łączność, higienę osobistą, odzież i obuwie dziecięce oraz mleko). Oznacza to, że elastyczności oczekiwanych wydatków w gospodarstwach o zerowych wydatkach w danych są wyższe niż odpowiadające im elastyczności w grupie gospodarstw deklarujących wydatki.

Ponadto, co jest wynikiem jak najbardziej zgodnym z intuicją, oszacowane elastyczności warunkowe i bezwarunkowe nie różnią się istotnie między sobą dla dóbr, w przypadku których rzadko notuje się zerowe wyniki. Największe różnice obserwuje się natomiast dla kategorii, w których ten odsetek był wysoki, czyli przede wszystkim dla wydatków na sprzęt audiowizualny, restauracje i hotele oraz turystykę zorganizowaną.

## 5. Zachowania konsumpcyjne gospodarstw domowych w Polsce w latach 1999–2009: zależność udziałów i elastyczności dochodowych od czasu

Uzyskane wcześniej oszacowania elastyczności warunkowych wykorzystano do przeprowadzenia bardziej szczegółowej analizy zmian zachowań konsumpcyjnych gospodarstw domowych w ostatniej dekadzie.

Głównym celem badawczym tej części pracy była identyfikacja tendencji kształtowania się udziałów oraz elastyczności. W tym celu oszacowano proste modele regresyjne, osobno dla każdej grupy wydatków, w których szeregi udziałów oraz elastyczności warunkowych w czasie objaśniane były stałą oraz trendem. Wybrane wyniki estymacji znajdują się w tabeli 6.

Statystycznie istotnym (na poziomie istotności 0,05) ujemnym trendem odznaczają się udziały wydatków na wszystkie analizowane grupy żywności, odzież i obuwie dla dorosłych, usługi transportowe, edukację oraz gazety i czasopisma. Wyraźne dodatnie trendy udziałów występują natomiast dla środków transportu, usług w zakresie rekreacji i kultury, restauracji i hoteli oraz higieny osobistej. Wyniki te sugerują, że struktura koszyka dóbr i usług konsumpcyjnych polskich gospodarstw domowych staje się coraz bardziej zbliżona do obserwowanej w bogatych krajach zachodnich, gdzie dobra pierwszej potrzeby stanowią stosunkowo niewielki odsetek wszystkich wydatków.

Dodatni trend elastyczności okazał się być istotny dla wydatków na łączność, oleje i pozostałe tłuszcze oraz restauracje i hotele, natomiast istotnym trendem ujemnym charakteryzują się elastyczności wydatków na następujące kategorie produktowe: mięso bez drobiu, drób, mleko i jego przetwory, napoje bezalkoholowe, napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe, odzież i obuwanie dziecięce oraz użytkowanie mieszkania.

Poniżej opisane zostały wyniki dla poszczególnych kategorii produktowych.

**Łączność.** Elastyczności dochodowe (warunkowe) wydatków na łączność cechuje dodatni trend. Może to wynikać ze zmian struktury w tej grupie. Od 2005 r. obserwuje się wyraźny spadek udziału wydatków na telefon stacjonarny w łącznej sumie wydatków gospodarstw domowych, natomiast wzrasta udział wydatków na telefony komórkowe oraz usługi internetowe<sup>18</sup>. Pozostałe wydatki na łączność, czyli m.in. usługi pocztowe czy sprzęt telekomunikacyjny, od 2001 r. pozostają na w miarę stabilnym, niskim poziomie (por. wykres 2). Rosnący trend elastyczności w czasie może wskazywać na większą wrażliwość dochodową wydatków na telefony komórkowe oraz Internet w porównaniu z pozostałymi wydatkami na łączność. Wartości elastyczności (zarówno warunkowych, jak i bezwarunkowych) kształtują się poniżej jedności, łączność jest więc dobrem podstawowym.

**Higiena osobista.** Jak wynika ze struktury wydatków na higienę (por. wykres 3), rośnie udział wydatków na salony fryzjerskie, kosmetyczne i zakłady pielęgnacyjne oraz wyroby kosmetyczne i perfumeryjne w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych. Coraz większą część wydatków na higienę gospodarstwa domowe przeznaczają więc na dobra luksusowe. Pomimo tej tendencji nie obserwuje się dodatniego trendu elastyczności dla tej kategorii. Kształtujące się powyżej jedności (między 1,1 a 1,26, w latach 2001–2009) wartości elastyczności warunkowych wskazują na luksusowy charakter wydatków na higienę, wynikający prawdopodobnie z wysokiego udziału w strukturze grupy takich pozycji, jak wydatki na zakłady pielęgnacyjne czy wyroby perfumeryjne.

**Żywność.** Udział wydatków na poszczególne grupy żywności w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych wyraźnie maleje (por. wykres 4). Dla sporej części kategorii żywności (pięć na dziewięć analizowanych grup wydatkowych) również elastyczności dochodowe (warunkowe) odznaczają się trendem malejącym. Malejące trendy – zarówno udziałów, jak i niektórych elastyczności – mogą wskazywać na upodobnianie się do wartości obserwowanych w krajach bardziej rozwiniętych (Europy Zachodniej, Stanów Zjednoczonych), gdzie wydatki na żywność stanowią niewielki procent wszystkich wydatków konsumpcyjnych oraz są relatywnie mało wrażliwe na zmiany dochodu (por. tabela 7).

Elastyczność dochodowa warunkowa wydatków na pieczywo przyjmuje wartości ujemne. Wynik ten sugeruje, że pieczywo jest dobrem niższego rzędu i wraz ze wzrostem dochodu gospodarstwa domowe konsumują go mniej. Wszystkie pozostałe grupy żywności są dobrami podstawowymi – wartości elastyczności dochodowych (warunkowych i bezwarunkowych) znajdują się istotnie poniżej jedności. Poza zupełnie nieelastycznym pieczywem do bardzo nieelastycznych grup należą napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe, oleje i pozostałe tłuszcze oraz drób. Na zmiany dochodu najbardziej wrażliwe są wydatki na napoje bezalkoholowe oraz owoce i warzywa.

<sup>18</sup> W 2005 r. w BBGD zmieniły się poszczególne pozycje wydatków na łączność. Zamiast pozycji usługi telekomunikacyjne wyszczególniono: opłaty za telefon stacjonarny (bez usług internetowych), opłaty za telefon komórkowy oraz pozostałe usługi telekomunikacyjne.



**Odzież i obuwie.** Udział wydatków na odzież i obuwie dziecięce był względnie stały w latach 1999–2009 i wahał się wokół 1%<sup>19</sup>, natomiast udział wydatków na odzież i obuwie dla dorosłych nieznacznie malał. Odzież i obuwie dziecięce okazały się dobrem podstawowym, a jego elastyczność dochodowa (warunkowa) w latach 1999–2009 wynosiła około 0,68–0,88 z tendencją nieznacznie malejącą. Odzież i obuwie dla dorosłych cechuje się natomiast wyższą elastycznością (zarówno warunkową, jak i bezwarunkową, które okazały się istotnie wyższe od jedności), można je więc uznać za dobro wyższego rzędu (por. wykres 5).

**Wyposażenie i użytkowanie mieszkania.** W przypadku elastyczności dochodowych (warunkowych) dla wydatków na użytkowanie mieszkania trend malejący okazał się istotny. Udziały wydatków związanych z mieszkaniem w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych są w miarę stałe w czasie i dla wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii wynoszą od 20% do 25%. Ze względu na wartości elastyczności wydatki na użytkowanie mieszkania należą do grupy dóbr podstawowych, podczas gdy wydatki na wyposażenie mieszkania można zaklasyfikować jako dobra wyższego rzędu (por. wykres 5).

**Transport.** Nie obserwuje się istotnego trendu elastyczności zarówno wydatków na środki transportu, jak i wydatków na usługi transportowe. Usługi transportowe, z elastycznością na poziomie 0,67–0,79, zaliczają się do dóbr podstawowych (por. wykres 5).

**Edukacja.** W ostatnich latach poszczególne grupy wydatków na edukację cechują się odmiennymi tendencjami (por. wykres 6). Zmniejsza się udział całkowitych wydatków na edukację w wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych, głównie z powodu spadku od 2003 r. wydatków na szkolnictwo wyższe. Drugie miejsce w strukturze wydatków zajmują wydatki na przedszkola, których udział rośnie od 2005 r. Sumaryczne udziały wydatków na edukację cechują się malejącym trendem, który może wynikać ze zwiększającej się konkurencji wśród prywatnych uczelni, wymuszającej spadek cen. Jeśli chodzi o wartości oszacowań elastyczności warunkowych, oscylują one wokół jedności (niewiele więcej dla elastyczności bezwarunkowej). Jak wynika z badania Seale'a, Regmi i Bernsteina (2003), w wielu krajach średnio i wysoko rozwiniętych elastyczność wydatków na edukację jest równa jedności (por. tabela 8).

**Turystyka zorganizowana.** Elastyczności dochodowe (warunkowe) dla wydatków na turystykę zorganizowaną w ostatnich latach nie wykazują trendu. Turystyka jest dobrem wyższego rzędu, a jej elastyczności przyjmują jedne z najwyższych wartości w badanej grupie wydatków i wahają się w przedziale 1,4–1,6 dla elastyczności warunkowej oraz 2,2–2,6 dla elastyczności bezwarunkowej. Od 2002 r. obserwuje się wzrost udziału wydatków na turystykę zagraniczną w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych, a od 2006 r. tendencja ta jest szczególnie wyraźna (por. wykres 7).

**Restauracje i hotele.** Od 1999 r. obserwuje się dość silny wzrost udziałów wydatków na restauracje i hotele w całkowitych wydatkach gospodarstw domowych – z 1,2% w 1999 r. do ponad 2% w 2009 r. (por. wykres 8). Jest on spowodowany wzrostem udziałów wydatków na kawiarnie, bary oraz restauracje i zakwaterowanie, podczas gdy udziały wydatków na stolówki i żywnienie u osób prywatnych w badanym okresie pozostawały na miarę stabilne. Rosnącym trendem cechuje się również elastyczność dochodowa wydatków na restauracje i hotele. Elastyczność warunkowa tej kategorii okazała się mniejsza od jedności, jednak uwzględnienie całej populacji powoduje, że wrażliwość wydatków na restauracje i hotele wyraźnie rośnie i zalicza się je do dóbr luksusowych.

<sup>19</sup> Oszacowania udziałów wykorzystane w prezentowanym artykule są liczone rocznie i uśrednione dla całej dostępnej próby gospodarstw domowych. W przypadku takiego dobra jak odzież i obuwie dziecięce udziały powinny istotnie różnić się w zależności od struktury gospodarstwa domowego, przede wszystkim od liczby dzieci w rodzinie.

**Sprzęt audiowizualny oraz gazety i czasopisma.** Nie obserwuje się istotnych trendów w elastycznościach dochodowych (warunkowych) wydatków na sprzęt audiowizualny, fotograficzny i informatyczny oraz gazety i czasopisma. Obie kategorie należą do dóbr wyższego rzędu (por. wykres 9).

**Usługi związane z kulturą.** Udziały wydatków na usługi w zakresie rekreacji i kultury w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych wyraźnie rosły w latach 1999–2009 – z 2,0% w 1999 r. do prawie 3,5% w 2009 r. Obserwuje się również zmiany struktury wydatków w tej grupie. Jak widać na lewej części wykresu 10, udział wydatków na telewizję kablową oraz opłaty internetowe rosną bardzo szybko, podczas gdy udziały pozostałych wydatków są w miarę jednakowe w badanym okresie (z wyjątkiem wydatków na abonament RTV oraz pozostałe usługi w zakresie kultury, gdzie obserwuje się pewien spadek udziałów, nie jest on jednak tak silny, jak wzrost w kategorii opłat internetowych oraz telewizji kablowej)<sup>20</sup>. Elastyczności dochodowe (warunkowe) dla tej grupy wydatków nie mają trendu. Może się to wiązać z upowszechnianiem się usługi dostępu do Internetu i telewizji kablowej.

## 6. Zakończenie

Celem niniejszego badania była estymacja elastyczności dochodowych gospodarstw domowych w Polsce w ostatniej dekadzie. Oszacowane zostały dwa rodzaje elastyczności. Pierwsze z nich, zwane warunkowymi, uzyskane dla próby podmiotów o niezerowych wydatkach na badane kategorie produktowe, estymowane były klasyczną metodą selekcji Heckmana. Do estymacji elastyczności bezwarunkowych wykorzystano natomiast procedurę Shonkweilera i Yena (1999), bazującą do końca na pełnej próbie danych. Oszacowania elastyczności bezwarunkowych okazały się wyższe od odpowiadających im oszacowań elastyczności warunkowych. Statystyczna istotność parametrów przy odwróconym ilorazie Millsa (IMR) oraz kwadracie całkowitych wydatków na drugim etapie estymacji potwierdza zasadność stosowania modelu selekcji oraz wybór nieliniowej formy zależności udziałów od logarytmu całkowitych wydatków.

Z zaprezentowanej w ostatnim rozdziale bardziej szczegółowej analizy wynika, że zachowania konsumpcyjne polskich gospodarstw domowych stają się coraz bardziej podobne do obserwowanych w bogatych krajach zachodnich. Mogą o tym świadczyć zarówno ujemne trendy udziałów oraz części elastyczności wydatków na żywność, jak i wzrost znaczenia bardziej ekskluzywnych dóbr usług w całkowitej strukturze wydatków.

## Bibliografia

- Balli, F., Tiezzi S. (2010), Equivalence scales, the cost of children and household consumption patterns in Italy, *Review of Economics of the Household*, 8 (4), 527–549.
- Banks J., Blundell R., Lewbel A. (1992), Quadratic Engel Curves, Welfare Measurement and Consumer Demand, *Review of Economics and Statistics*, 79 (4), 527–539.

<sup>20</sup> W badanym okresie nieznacznie zmieniły się definicje niektórych grup wydatków: opłata za radio i telewizję sieciową została przekwalifikowana na abonament RTV, opłata za radio i telewizję kablową na opłatę za telewizję kablową, cyfrową i inne, natomiast opłaty internetowe na opłaty internetowe (poza telefonem). Ponieważ nie były to istotne zmiany, założyłam, że nie wpłynęły na jakość badania.

- Blundell R., Duncan A., Pendakur K. (1998), Semiparametric estimation and consumer demand, *Journal of Applied Econometrics*, 13, 435–461.
- Blundell R., Chen X., Kristensen D. (2007), Semi-Nonparametric IV Estimation of Shape-Invariant Engel Curves, *Econometrica*, 6, 1613–1669.
- Browning M., Chiappori P.A. (1998), Efficient Intra-household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests, *Econometrica*, 66, 1241–1278.
- Byrne P.J., Capps Jr. O., Saha A. (1996), Analysis of Food-Away-from-Home Expenditure Patterns for U.S. Households, 1982–89, *American Journal of Agricultural Economics*, 78, 614–627.
- Chen Z., Yen S.T. (2005), On bias correction in the multivariate sample selection model, *Applied Economics*, 37, 2459–2468.
- Cox T.L., Wohlgenant M.K. (1986), Price and quality effects in cross-sectional demand analysis, *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 908–919.
- Deaton A.S., Muellbauer J. (1980), An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review*, 70, 312–336.
- Delgado, M.A., Miles D. (1997), Household characteristics and consumption behavior: a nonparametric approach, *Empirical Economics*, 22, 409–429.
- Greene W.H. (2002), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New York.
- Hausman J., Newey W.K., Powell J.L. (1995), Nonlinear Errors in Variables: Estimation of Some Engel Curves, *Journal of Econometrics*, 65 (1), 205–233.
- Heckman J.J. (1979), Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47, 153–61.
- Heien D., Durham C. (1991), A test of the habit formation hypothesis using household data, *Review of Economics and Statistics*, 73, 189–199.
- Heien D., Wessells C.R. (1990), Demand system estimation with microdata: a censored regression approach, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 365–371.
- Hutasuhut M., Chang H.S., Griffith G., O'Donnell C., Doran H. (2002), The demand for beef in Indonesia: implications for Australian agrobusiness, *Agrobusiness Review*, 10, 1–10.
- Hurst E., Li G., Pugsley B. (2010), *Are Household Surveys Like Tax Forms: Evidence from Income Underreporting of the Self Employed*, NBER Working Papers, 16527.
- Jones A.M., Posnett J. (1991), Charitable Donations by UK Households: Evidence from the Family Expenditure Survey, *Applied Economics*, 23, 343–351.
- Kwasek M. (2008), Dochodowa elastyczność popytu na żywność, *Wiadomości Statystyczne*, 5, 39–50.
- Lee L.F. (1981), Simultaneous equations models with discrete and censored dependent variables, w: C. Manski, D. McFadden (red.), *Structural analysis of discrete data with econometric applications*, MIT Press, Cambridge.
- Lewbel A. (1996), Demand Estimation with Expenditure Measurement Errors on the Left and Right Hand Side, *Review of Economics and Statistics*, 78 (4), 718–725.
- Livitan L. (1961), Error in Variables and Engel curve analysis, *Econometrica*, 29, 336–362.
- Maddala G.S. (1992), Censored data models, w: J. Eatwell, M. Milgate, P. Newman (red.), *The new Palgrave econometrics*, Macmillan, London.
- Nelson J.A. (1991), Quality variation and quantity aggregation in consumer demand for food, *American Journal of Agricultural Economics*, 73, 1204–1212.
- Pollak R.A., Wales T.J. (1981), Demographic Variables in Demand Analysis, *Econometrica*, 49 (6), 1533–1551.

- Reynolds A. (1990), Analyzing Fresh Vegetable Consumption from Household Survey Data, *Southern Journal of Agricultural Economics*, 22 (2), 31–38.
- Saha A., Capps O., Byrne P.J. (1997), Calculating marginal effects in dichotomous – continuous models, *Applied Economics Letters*, 4 (3), 181–185.
- Sam A.B., Zheng Y. (2009), Semiparametric Estimation of Consumer Demand Systems with Micro Data, *American Journal of Agricultural Economics*, 92, 246–257.
- Seale J.L., Regmi A., Bernstein J. (2003), *International Evidence on Food Consumption Patterns*, Technical Bulletin, 33580, United States Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington D.C.
- Shonkwiler J.S., Yen S.T. (1999), Two-step estimation of a censored system of equations, *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 972–82.
- Su S., Yen S.T. (2000), A censored system of cigarette and alcohol consumption, *Applied Economics*, 32, 729–738.
- Summers R. (1959), A Note on Least Squares Bias in Household Expenditure Analysis, *Econometrica*, 27, 121.
- Szulc A. (2005), *Elastyczności dochodowe wydatków gospodarstw domowych: lata 1993, 1997, 2002*, niepublikowany materiał NBP.
- Szwacka J. (2003), *Zmiany zachowań nabywców jako determinanta kształtowania strategii segmentacyjnych przedsiębiorstw przemysłu spożywczego w Polsce*, Wyd. SGGW, Warszawa.
- Tauchmann H. (2005), Efficiency of two-step Estimators for Censored Systems of Equations: Shonkwiler and Yen reconsidered, *Applied Economics*, 37, 367–374.
- Tauchmann H. (2008), A note on consistency of Heckman-type two-step estimators for the multivariate sample selection model, RWI Discussion Papers, 0040, Rheinisch Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Vermeulen F. (2001), A note on Heckman-type corrections in models for zero expenditures, *Applied Economics*, 33, 1089–1092.
- Working H. (1943), Statistical Laws of Family Expenditure, *Journal of the American Statistical Association*, 38, 43–56.
- Wysocki F., Kurzawa I. (2006), Kształtowanie się preferencji konsumpcyjnych artykułów żywnościowych w relacji miasto-wieś, *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, 2 (307), 49–67.
- Yen S.T., Kah K., Su S.J. (2002), Household demand for fat and oils: two-step estimation of a censored demand system, *Applied Economics*, 34 (14), 1799–1806.
- Yen S.T. (2005), A multivariate sample-selection model: estimating cigarette and alcohol demands with zero observations, *American Journal of Agricultural Economics*, 87, 453–466.

## Podziękowania

Autorka pragnie podziękować anonimowym Recenzentom oraz uczestnikom seminarium Instytutu Ekonomicznego NBP za pomocne uwagi oraz sugestie.

Poglądy przedstawione w niniejszym artykule są poglądami własnymi autorki i nie muszą odzwierciedlać stanowiska Narodowego Banku Polskiego.

## Aneks

Tabela 1

Analizowane kategorie wydatków i podstawowe statystyki zbioru danych

Kategorie dóbr		Udziały (w %)		Całkowite miesięczne wydatki konsumpcyjne (w zł)		Dochód rozporządzalny (w zł)		Udział gospodarstw domowych z zerowymi wydatkami (w %)
		(na próbie GD z niezerowymi wydatkami)						
		średnia	błąd standardowy	średnia	błąd standardowy	średnia	błąd standardowy	
Żywność	Pieczywo razem	0,03	0,03	2 234	1 757	3 203	2 815	0,4
	Mięso surowe, podroby, przetwory mięsne i wędliny	0,07	0,05	2 236	1 759	3 204	2 818	1,0
	Drób	0,02	0,02	2 250	1 749	3 211	2 794	8,6
	Mleko i jego przetwory, sery, jaja	0,05	0,03	2 235	1 758	3 203	2 815	0,5
	Oleje i pozostałe tłuszcze	0,02	0,01	2 235	1 751	3 202	2 810	1,5
	Owoce i warzywa	0,05	0,03	2 236	1 758	3 205	2 815	0,4
	Napoje bezalkoholowe	0,03	0,02	2 246	1 756	3 218	2 819	1,6
	Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	0,05	0,06	2 477	1 879	3 495	3 094	33,0
Ryby	0,01	0,01	2 322	1 787	3 304	2 830	21,8	
Odzież i obuwie	Odzież i obuwie dla dorosłych	0,06	0,07	2 537	1 866	3 561	3 138	33,5
	Odzież i obuwie dziecięce	0,03	0,03	3 025	2 094	4 162	4 454	82,1
Wyposażenie i użytkowanie mieszkania	Użytkowanie mieszkania i nośniki energii	0,25	0,15	2 253	1 763	3 223	2 827	2,1
	Wyposażenie mieszkania	0,05	0,07	2 277	1 774	3 251	2 838	5,3
Transport i łączność	Środki transportu	0,12	0,11	2 814	2 020	3 949	3 329	49,3
	Usługi transportowe	0,04	0,04	2 429	1 803	3 388	2 518	60,0
	Łączność	0,06	0,04	2 284	1 761	3 271	2 809	5,0
Usługi	Usługi w zakresie rekreacji i kultury	0,04	0,03	2 348	1 808	3 355	2 903	17,3
	Turystyka zorganizowana	0,09	0,12	3 383	2 456	4 531	5 379	89,7
	Edukacja	0,07	0,09	3 378	2 256	4 631	5 285	88,2
	Restauracje i hotele	0,05	0,08	2 955	2 298	4 155	3 945	73,0
Pozostałe dobra konsumpcyjne	Sprzęt audiowizualny, fotograficzny i informatyczny	0,05	0,08	3 292	2 458	4 467	4 728	86,4
	Gazety, czasopisma, książki oraz artykuły piśmienne, kreslarskie, malarskie	0,02	0,03	2 421	1 829	3 429	3 009	28,4
	Higiena osobista	0,03	0,03	2 277	1 765	3 254	2 838	5,2

Tabela 2  
Wybrane wyniki estymacji równania (1) modelem probitowym w 2009 r.

Kategorie dóbr	Stała	Logarytm całkowitych wydatków	Kwadrat logarytmu całkowitych wydatków	Logarytm liczby osób	Udział dzieci do lat 16	Lokalizacja	Logarytm wieku	Kwadrat logarytmu wieku	Miesiąc 1.	Miesiąc 2.	Miesiąc 3.	Miesiąc 4.	Miesiąc 5.	Miesiąc 6.	Miesiąc 7.	Miesiąc 8.	Miesiąc 9.	Miesiąc 10.	Miesiąc 11.	Występowanie studentów dziennych	Występowanie studentów zaocznych	Występowanie dzieci do lat 14	Posiadanie samochodu	Mc-Fadden R <sup>2</sup> (w %)	Procent dobrych przyrząd-kowań (w %)	
Pieczywo razem	+	+	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-	+	+	-	2,8	100	
Mięso bez drobitu	-	+	-	+	+	+	+	-	-	+	-	-	+	+	-	+	-	-	+	-	-	+	-	8,7	99	
Drób	-	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-	+	-	4,4	92	
Mleko i jego przetwory, sery, jaja	-	+	-	-	+	+	-	+	+	+	+	+	+	+	+	-	-	-	+	-	-	+	-	10,2	99	
Oleje i pozostałe tłuszcze	-	+	-	+	-	-	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	+	-	12,3	99	
Owoce i warzywa	-	+	-	+	-	+	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-	+	+	-	15,3	100	
Napoje bezalkoholowe	-	+	-	+	-	-	-	+	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-	-	+	+	-	10,9	99	
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	-	+	-	+	-	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+	8,9	71
Ryby	-	+	-	+	-	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+	6,5	79



Tabela 3  
Wybrane wyniki drugiego etapu estymacji elastyczności warunkowych oraz bezwarunkowych w 2009 r.

Kategorie dóbr	Warunkowe				Bezwarunkowe					
	logarytm całkowitych wydatków	kwadrat logarytmu całkowitych wydatków	logarytm całkowitych wydatków	kwadrat logarytmu całkowitych wydatków	ocena	skorygowany współczynnik determinacji	ocena	skorygowany współczynnik determinacji		
	<i>p</i> -wartość	<i>p</i> -wartość	<i>p</i> -wartość	<i>p</i> -wartość	<i>p</i> -wartość	ocena	<i>p</i> -wartość	ocena	<i>p</i> -wartość	
Pieczynwo razem	-0,216	<,001	0,012	<,001	0,469	-0,132	<,001	0,007	<,001	0,489
Mięso bez drobiu	-0,168	<,001	0,008	<,001	0,213	-0,067	<,001	0,002	<,001	0,217
Drób	-0,071	<,001	0,004	<,001	0,205	-0,075	<,001	0,004	<,001	0,149
Mleko i jego przetwory, sery, jaja	-0,147	<,001	0,008	<,001	0,210	-0,093	<,001	0,004	<,001	0,208
Oleje i pozostałe tłuszcze	-0,086	<,001	0,005	<,001	0,300	-0,05	<,001	0,003	<,001	0,310
Owoce i warzywa	-0,217	<,001	0,013	<,001	0,079	-0,026	<,001	0,001	0,062	0,131
Napoje bezalkoholowe	-0,040	0,046	0,002	0,085	0,061	-0,014	<,001	0,000	0,114	0,061
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	-0,440	<,001	0,024	<,001	0,036	-0,167	<,001	0,009	<,001	0,023
Ryby	-0,148	<,001	0,009	<,001	0,074	-0,055	<,001	0,003	<,001	0,125



Odzież i obuwie dla dorosłych	-0,598	<,001	0,036	<,001	-0,010	0,241	<,001	-0,014	<,001	0,077
Odzież i obuwie dziecięce	-0,516	<,001	0,032	<,001	-0,151	-0,032	0,209	0,001	0,503	0,270
Użytkowanie mieszkań i nośniki energii	-0,835	<,001	0,047	<,001	0,044	0,179	<,001	-0,012	<,001	0,096
Wyposażenie mieszkania	-0,119	0,078	0,009	0,029	0,045	-0,024	0,323	0,004	0,009	0,050
Środki transportu	0,000	0,997	0,001	0,908	0,047	-0,403	<,001	0,030	<,001	0,281
Usługi transportowe	-0,112	0,002	0,006	0,009	0,054	-0,023	0,162	0,000	0,801	0,052
Łączność	-0,472	<,001	0,030	<,001	-0,012	0,111	<,001	-0,008	<,001	0,070
Sprzęt audiowizualny, fotograficzny i informatyczny	-0,038	0,878	-0,001	0,934	0,003	0,265	<,001	-0,015	<,001	0,030
Gazety, czasopisma, etc.	0,059	0,419	-0,003	0,421	0,022	-0,051	<,001	0,002	0,002	0,046
Higiena osobista	-0,212	<,001	0,014	<,001	-0,009	0,006	0,538	0,000	0,449	0,058
Usługi w zakresie rekreacji i kultury	-0,168	<,001	0,011	<,001	0,019	0,046	<,001	-0,003	<,001	0,048
Turystyka zorganizowana	0,189	0,58	-0,009	0,673	0,150	0,367	<,001	-0,022	<,001	0,076
Edukacja	-0,239	0,491	0,012	0,573	0,208	0,198	0,003	-0,014	<,001	0,133
Restauracje i hotele	-0,244	0,114	0,017	0,057	0,022	-0,066	0,124	0,005	0,058	0,068

Uwaga: ocena i p-wartość parametrów przy logarytmie i kwadracie logarytmu całkowitych wydatków oraz skorygowany współczynnik determinacji modeli.

Tabela 4  
Istotność odwróconego ilorazu Millisa w drugim etapie estymacji elastyczności warunkowych dla poszczególnych lat oraz kategorii produktowych

Kategorie dóbr	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999
Pieczywo razem	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	0,0409
Mięso bez drobiu	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	0,0109
Drób	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	0,0006	0,0067	0,0002	<,0001	<b>0,2563</b>
Mleko i jego przetwory, sery, jaja	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001
Oleje i pozostałe tłuszcze	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	0,012
Owoce i warzywa	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001
Napoje bezalkoholowe	<b>0,3054</b>	0,0635	0,0369	<,0001	0,0116	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	0,0043
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001
Ryby	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	0,0004	<,0001	<b>0,2973</b>	0,0018	<b>0,8644</b>	<b>0,6452</b>
Odzież i obuwie dla dorosłych	<,0001	0,0003	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<b>0,7221</b>	<,0001	<,0001	<,0001	0,0008
Odzież i obuwie dziecięce	0,0022	0,005	0,0978	<,0001	0,0109	<b>0,2551</b>	0,0371	<b>0,6938</b>	<b>0,7915</b>	0,0674	0,0181



Tabela 5  
Oszacowania elastyczności warunkowych i bezwarunkowych

Kategorie dóbr	2009					2008					2007				
	Elastycz- ność bez- warun- kowa	Elastycz- ność wa- runkowa	Różnica między estyma- torami	Elastycz- ność bez- warun- kowa	Elastycz- ność wa- runkowa	Różnica między estyma- torami	Elastycz- ność bez- warun- kowa	Elastycz- ność wa- runkowa	Różnica między estyma- torami	Elastycz- ność bez- warun- kowa	Elastycz- ność wa- runkowa	Różnica między estyma- torami	Elastycz- ność bez- warun- kowa	Elastycz- ność wa- runkowa	Różnica między estyma- torami
Pieczywo razem	0,125	-0,014	0,1	0,137	0,027	0,1	0,138	0,047	0,1	0,138	0,047	0,1	0,138	0,047	0,1
Mięso bez drobiu	0,535	0,482	0,1	0,550	0,477	0,1	0,577	0,519	0,1	0,577	0,519	0,1	0,577	0,519	0,1
Drób	0,409	0,358	0,1	0,434	0,360	0,1	0,450	0,391	0,1	0,450	0,391	0,1	0,450	0,391	0,1
Mleko i jego przetwory, sery, jaja	0,535	0,549	0,0	0,542	0,551	0,0	0,548	0,538	0,0	0,548	0,538	0,0	0,548	0,538	0,0
Oleje i pozostałe tłuszcze	0,386	0,331	0,1	0,393	0,331	0,1	0,431	0,385	0,0	0,431	0,385	0,0	0,431	0,385	0,0
Owoce i warzywa	0,691	0,689	0,0	0,689	0,639	0,0	0,681	0,634	0,0	0,681	0,634	0,0	0,681	0,634	0,0
Napoje bezalkoholowe	0,717	0,775	-0,1	0,733	0,807	-0,1	0,768	0,833	-0,1	0,768	0,833	-0,1	0,768	0,833	-0,1
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	0,699	0,328	0,4	0,657	0,203	0,5	0,672	0,294	0,4	0,672	0,294	0,4	0,672	0,294	0,4
Ryby	0,660	0,560	0,1	0,667	0,552	0,1	0,669	0,560	0,1	0,669	0,560	0,1	0,669	0,560	0,1
Odzież i obuwie dla dorosłych	1,747	1,329	0,4	1,694	1,348	0,3	1,700	1,414	0,3	1,700	1,414	0,3	1,700	1,414	0,3
Odzież i obuwie dziecięce	0,505	0,696	-0,2	0,457	0,719	-0,3	0,449	0,745	-0,3	0,449	0,745	-0,3	0,449	0,745	-0,3
Użytkowanie mieszkania i nośniki energii	1,032	0,836	0,2	0,994	0,810	0,2	0,988	0,801	0,2	0,988	0,801	0,2	0,988	0,801	0,2
Wyposażenie mieszkania	1,569	1,510	0,1	1,556	1,477	0,1	1,578	1,486	0,1	1,578	1,486	0,1	1,578	1,486	0,1
Środki transportu	1,604	1,210	0,4	1,664	1,194	0,5	1,731	1,165	0,6	1,731	1,165	0,6	1,731	1,165	0,6
Usługi transportowe	1,118	0,740	0,4	1,147	0,712	0,4	1,138	0,732	0,4	1,138	0,732	0,4	1,138	0,732	0,4
Łączność	0,711	0,749	0,0	0,754	0,808	-0,1	0,777	0,806	0,0	0,777	0,806	0,0	0,777	0,806	0,0
Sprzęt audiowizualny, fotograficzny i informatyczny	2,933	1,167	1,8	2,937	1,222	1,7	4,450	1,178	3,3	4,450	1,178	3,3	4,450	1,178	3,3
Gazety, czasopisma etc.	1,241	1,114	0,1	1,258	1,076	0,2	1,299	1,186	0,1	1,299	1,186	0,1	1,299	1,186	0,1
Higiena osobista	1,067	1,149	-0,1	1,073	1,143	-0,1	1,093	1,157	-0,1	1,093	1,157	-0,1	1,093	1,157	-0,1
Usługi w zakresie rekreacji i kultury	0,914	0,837	0,1	0,945	0,907	0,0	1,007	0,935	0,1	1,007	0,935	0,1	1,007	0,935	0,1
Turystyka zorganizowana	2,680	1,632	1,0	2,423	1,558	0,9	2,611	1,572	1,0	2,611	1,572	1,0	2,611	1,572	1,0
Edukacja	1,345	0,962	0,4	1,219	1,181	0,0	1,273	1,157	0,1	1,273	1,157	0,1	1,273	1,157	0,1
Restauracje i hotele	2,006	0,976	1,0	2,106	0,968	1,1	2,084	0,898	1,2	2,084	0,898	1,2	2,084	0,898	1,2



Tabela 6

Wybrane wyniki estymacji przy identyfikacji trendu w szeregach udziałów oraz elastyczności warunkowych

Kategorie dóbr	Identyfikacja trendu			
	udziały		elastyczności warunkowe	
	znak	p-wartość	znak	p-wartość
Pieczywo razem	-	0,000	+	0,380
Mięso bez drobiu	-	0,000	-	0,004
Drób	-	0,000	-	0,004
Mleko i jego przetwory, sery, jaja	-	0,000	-	0,004
Oleje i pozostałe tłuszcze	-	0,000	+	0,032
Owoce i warzywa	-	0,002	-	0,459
Napoje bezalkoholowe	-	0,027	-	0,041
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	-	0,000	-	0,032
Ryby	-	0,007	-	0,865
Odzież i obuwie dla dorosłych	-	0,043	+	0,852
Odzież i obuwie dziecięce	-	0,004	-	0,030
Użytkowanie mieszkania i nośniki energii	+	0,712	-	0,000
Wyposażenie mieszkania	-	0,736	-	0,450
Środki transportu	+	0,001	+	0,070
Usługi transportowe	-	0,000	-	0,113
Łączność	+	0,474	+	0,017
Usługi w zakresie rekreacji i kultury	+	0,000	-	0,865
Turystyka zorganizowana	+	0,644	+	0,086
Edukacja	-	0,000	+	0,287
Restauracje i hotele	+	0,000	+	0,008
Sprzęt audiowizualny, fotograficzny i informatyczny	+	0,092	+	0,889
Gazety, czasopisma etc.	-	0,000	-	0,501
Higiena osobista	+	0,002	-	0,101

Uwaga: zmienna objaśniana: elastyczność, zmienne objaśniające: stała oraz trend; regresje przeprowadzone oddzielnie dla każdej kategorii produktowej.

Tabela 7

Porównanie elastyczności dochodowych dla poszczególnych grup wydatków

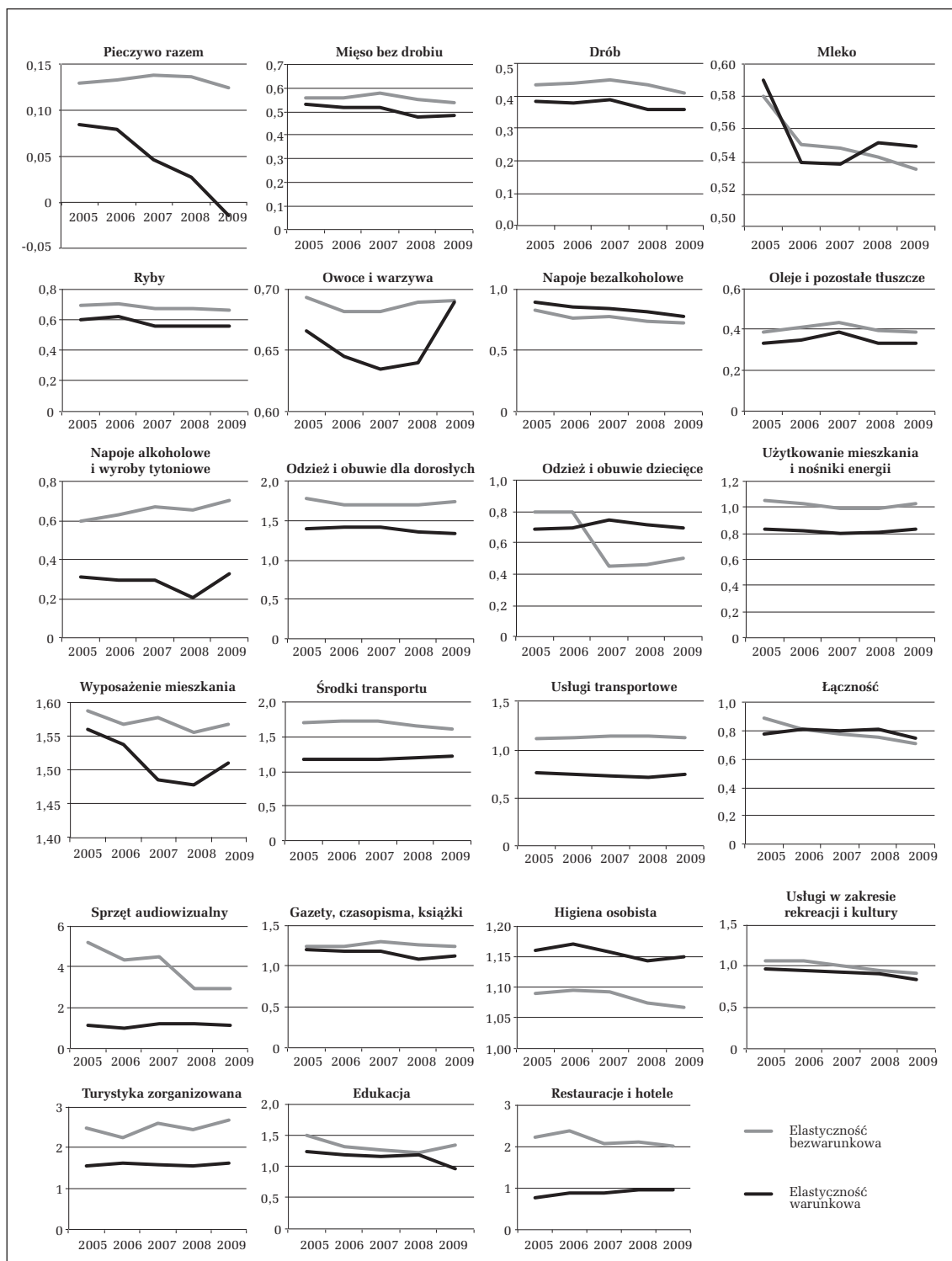
Kategorie dóbr	Rok 2009	Badanie USDA, Economic Research Service, lata 1993–1996					
	oszacowane elastyczności warunkowe	Polska	Hisz- pania	Wielka Brytania	USA	Niemcy	Czechy
Napoje oraz wyroby tytoniowe	0,33 (0,77)	0,8	0,58	0,43	0,13	0,4	0,64
Pieczywo razem	-0,01	0,36	0,23	0,17	0,05	0,15	0,27
Mleko i jego przetwory, sery, jaja	0,55	0,67	0,5	0,38	0,12	0,35	0,55
Oleje i pozostałe tłuszcze	0,33	0,39	0,26	0,19	0,06	0,18	0,3
Ryby	0,56	0,69	0,52	0,39	0,12	0,36	0,56
Owoce i warzywa	0,69	0,49	0,37	0,28	0,09	0,26	0,4
Mięso	0,48 (0,36)	0,62	0,47	0,35	0,11	0,33	0,51
Odzież i obuwie	1,33 (0,70)	0,91	0,91	0,91	0,9	0,91	0,91
Edukacja	0,96	1,07	1,07	1,07	1,07	1,07	1,07
Wydatki związane z domem	0,84 (1,50)	1,18	1,17	1,16	1,15	1,16	1,17

Uwaga: ze względu na różnice w sposobie grupowania wydatków w badaniu USDA oraz prezentowanym artykule w kolumnie dotyczącej elastyczności warunkowych z 2009 r. dla Polski w nawiasie znajdują się wartości elastyczności dla: napoi bezalkoholowych, drobiu, odzieży i obuwia dziecięcego oraz wyposażenia mieszkania, a poza nawiasem wartości dla: napoi alkoholowych i wyrobów tytoniowych, mięsa surowego, podrobów, przetworów mięsnych i wędlin, odzieży i obuwia dla dorosłych, użytkowania mieszkania oraz pozostałych grup.

Źródło: USDA, Economic Reseach Service.

Wykres 1

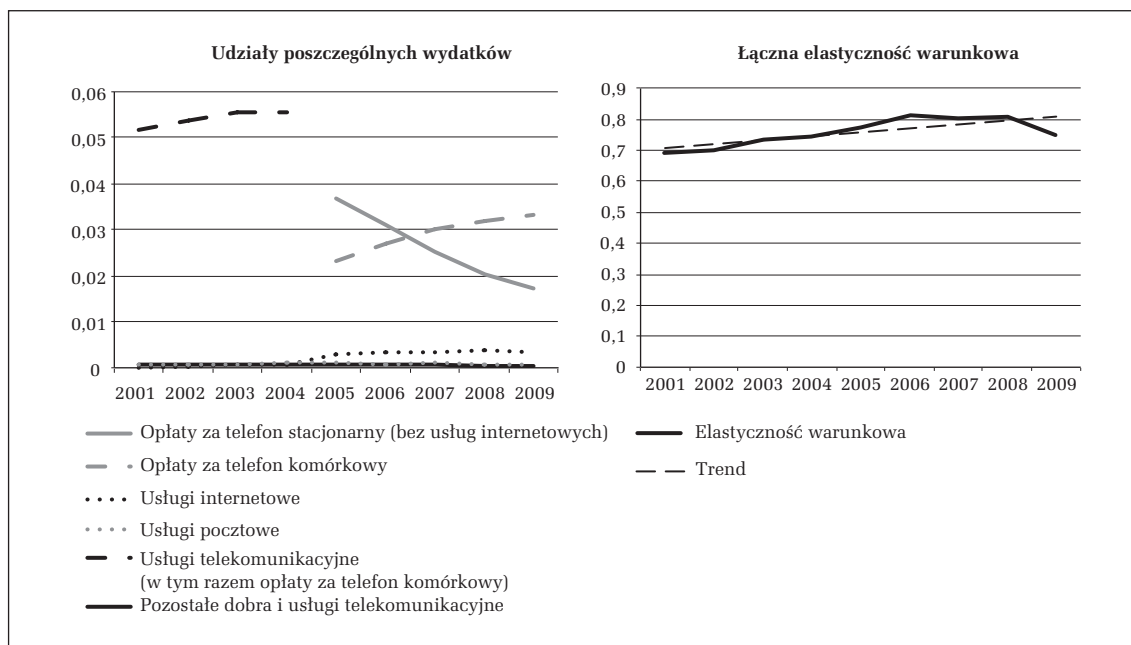
Porównanie oszacowań elastyczności warunkowych i bezwarunkowych dla analizowanych kategorii produktowych





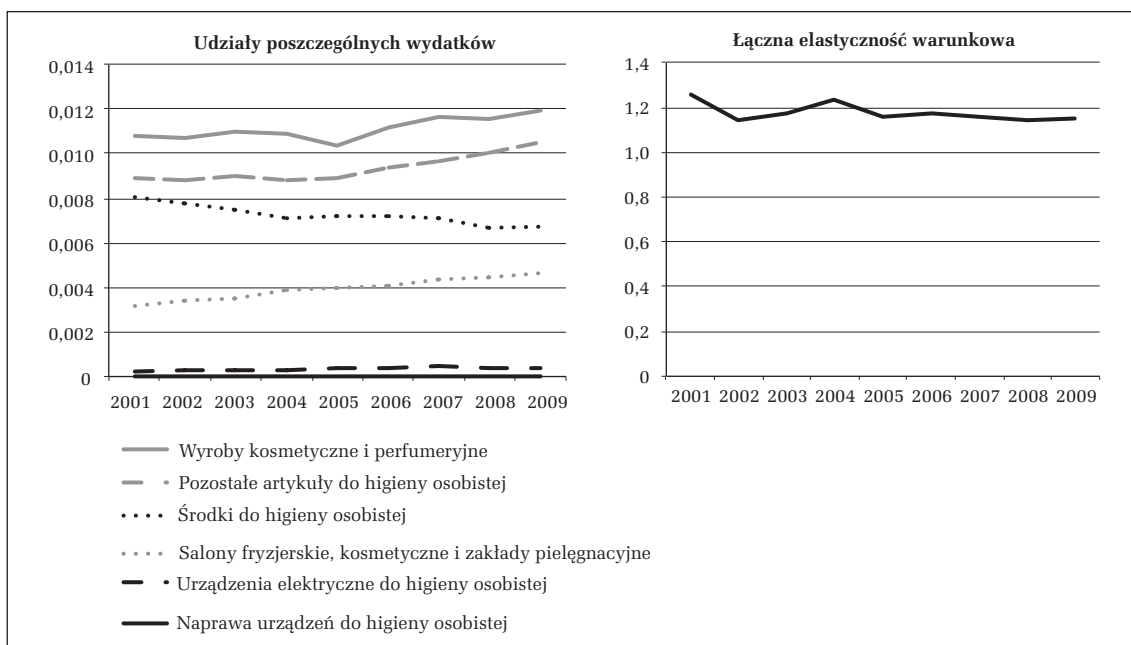
Wykres 2

Udziały oraz łączna elastyczność warunkowa wydatków na łączność



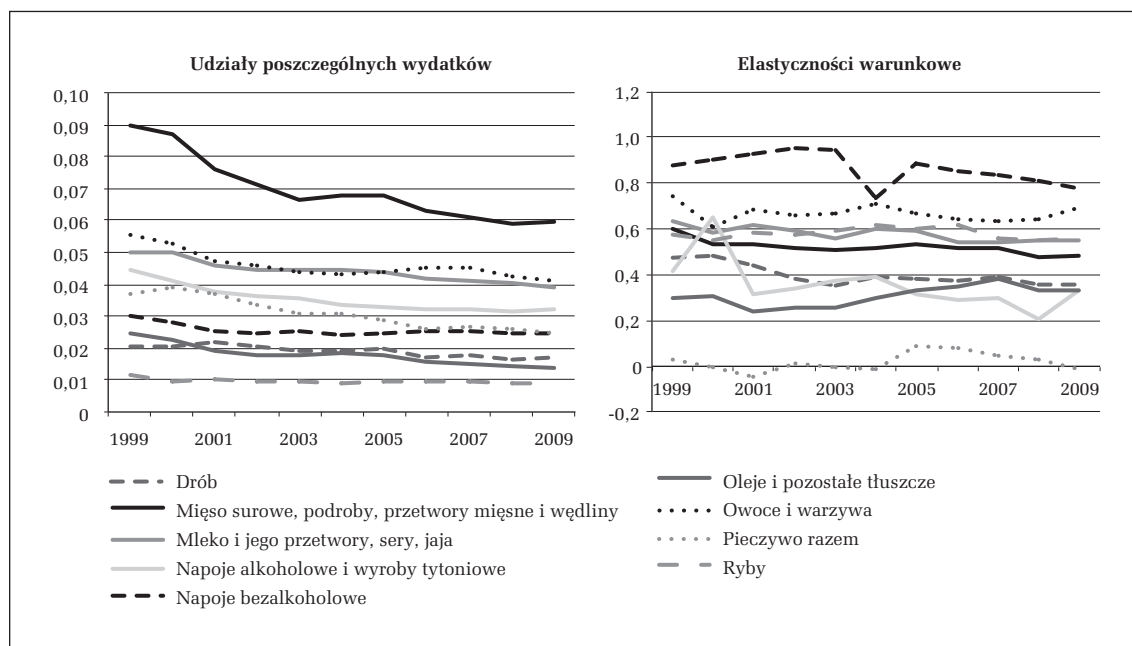
Wykres 3

Udziały oraz łączna elastyczność warunkowa wydatków na higienę



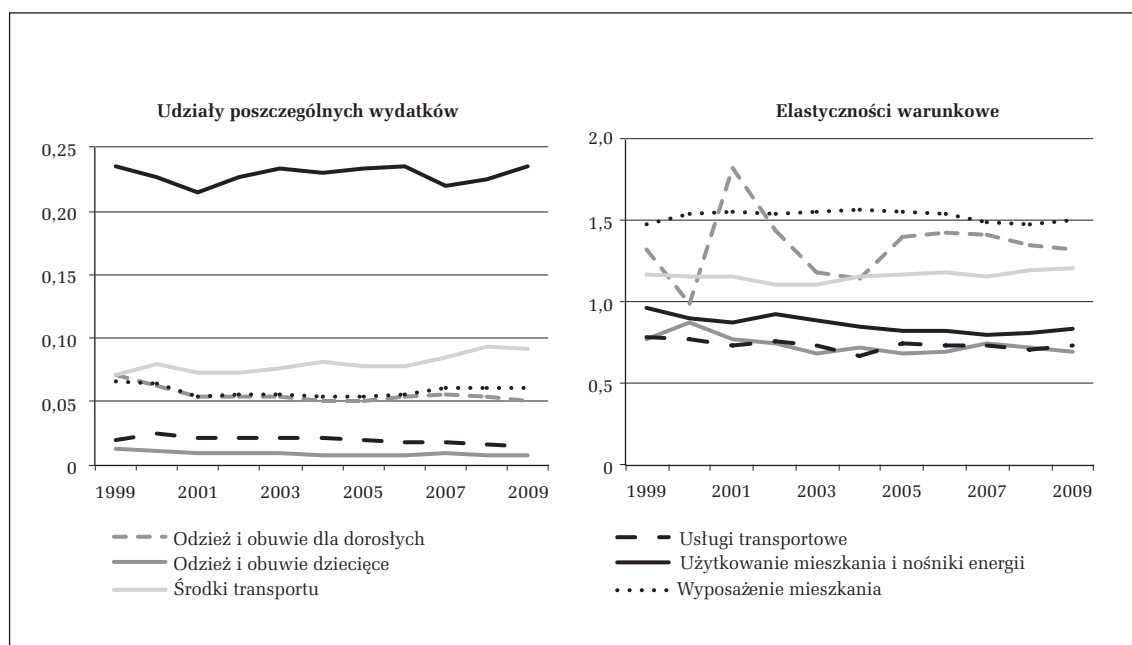
Wykres 4

Udziały oraz elastyczności warunkowe wydatków na żywność



Wykres 5

Udziały oraz elastyczności warunkowe wydatków na odzież i obuwie, transport oraz użytkowanie i wyposażenie mieszkania



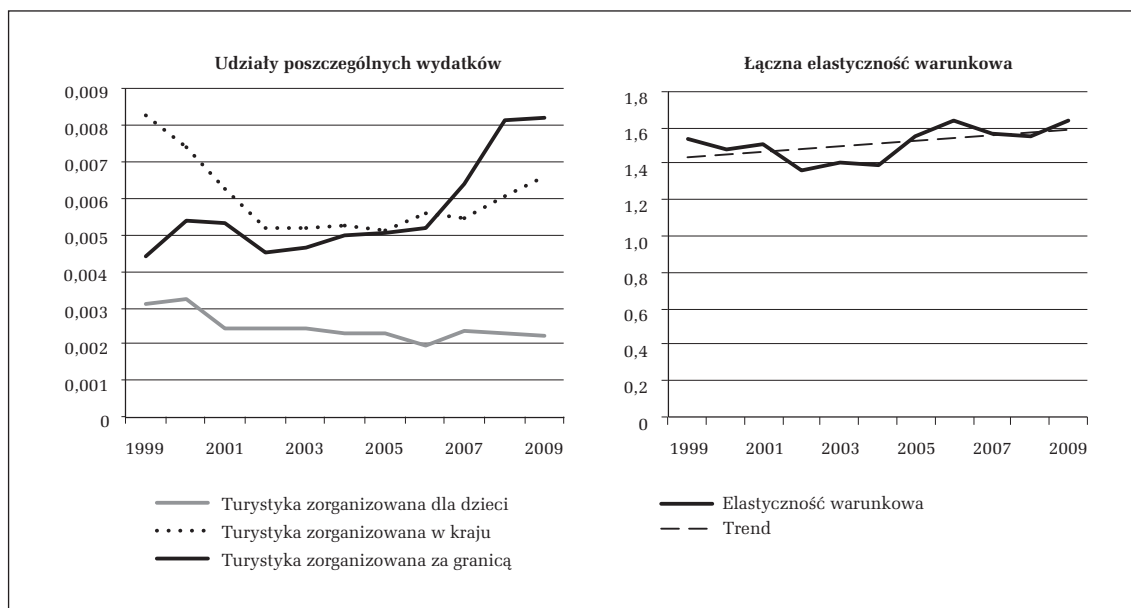
Wykres 6

Udziały oraz łączna elastyczność warunkowa wydatków na edukację



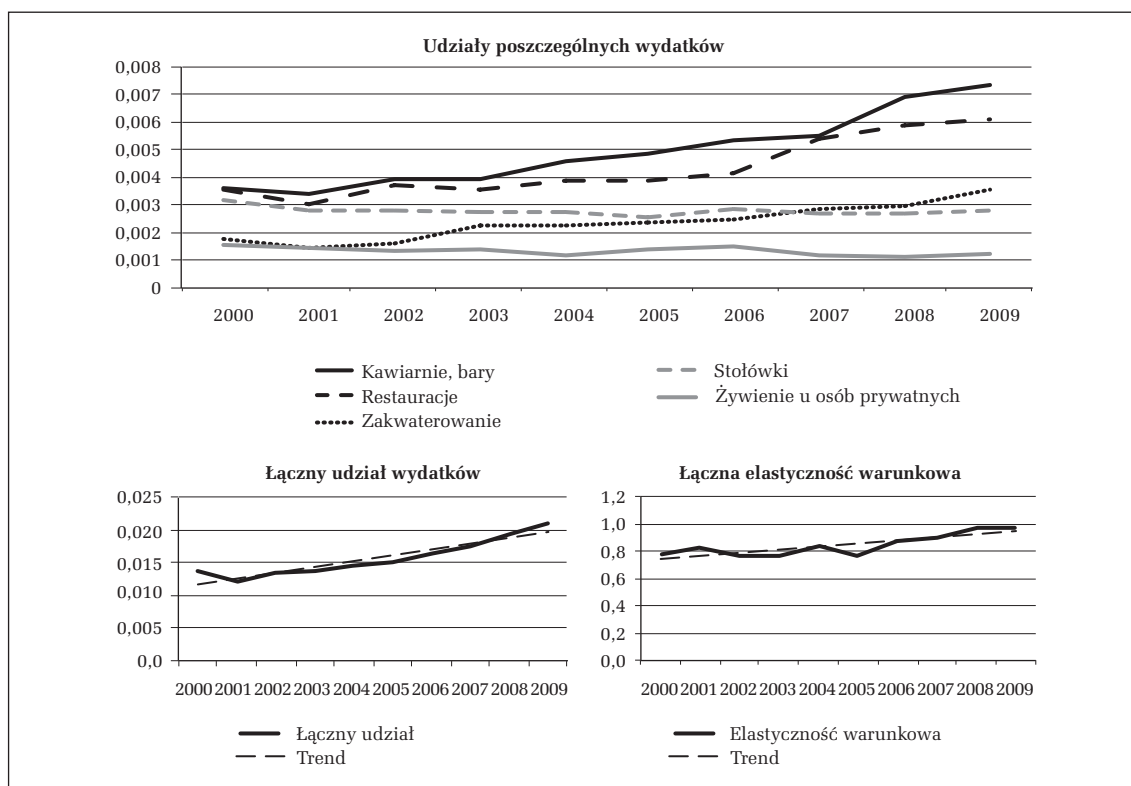
Wykres 7

Udziały oraz łączna elastyczność warunkowa wydatków na turystykę zorganizowaną



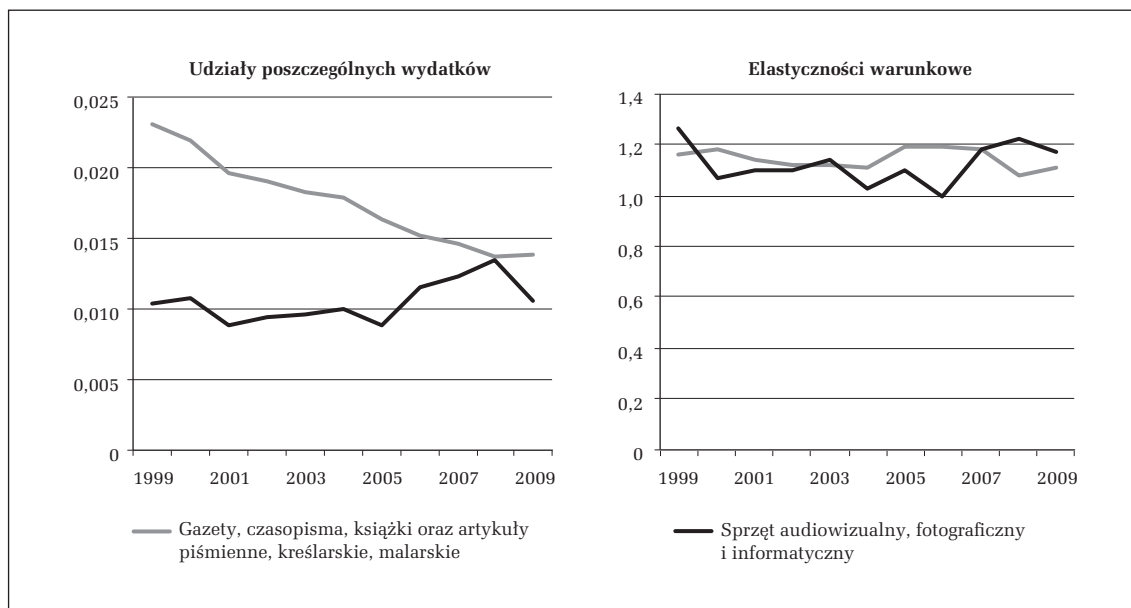
Wykres 8

Udziały oraz łączna elastyczność warunkowa wydatków na restauracje i hotele



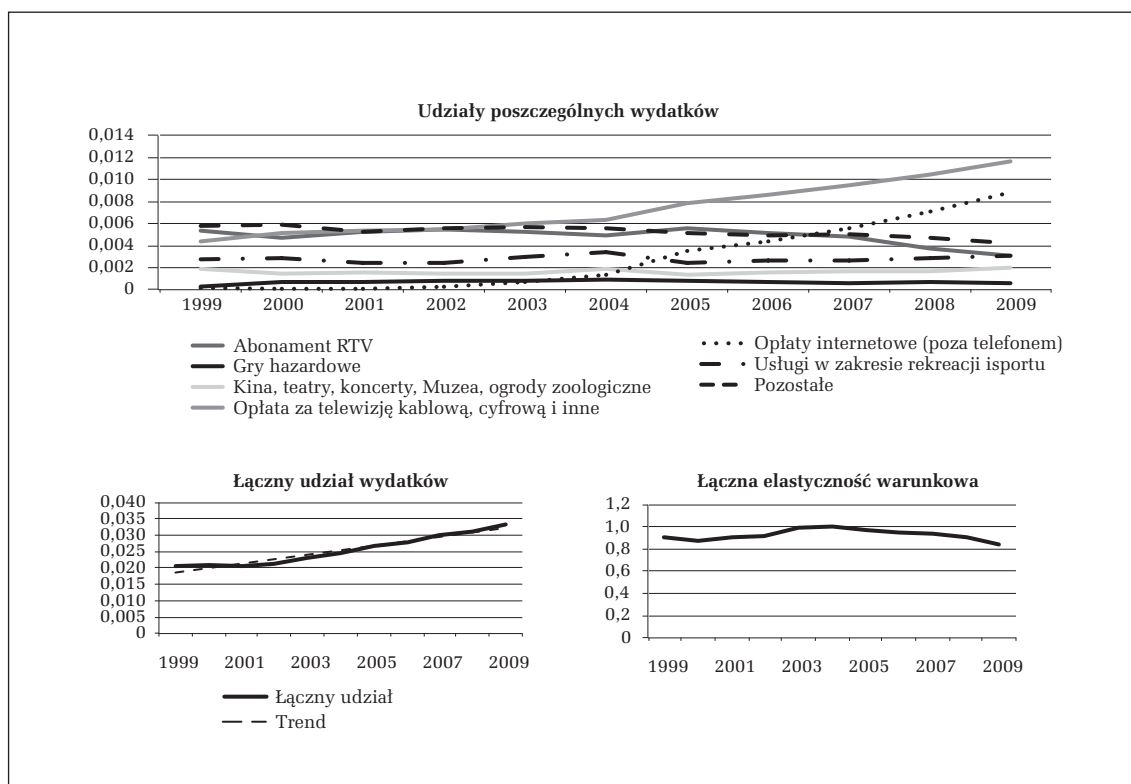
Wykres 9

Udziały oraz elastyczności warunkowe wydatków na gazety, czasopisma oraz sprzęt audiowizualny



Wykres 10

Udziały oraz łączna elastyczność warunkowa wydatków na rekreację i kulturę



## **Sensitivity of expenditures to changes in households' income in Poland**

---

### **Abstract**

The purpose of this study is to estimate expenditure elasticities for the main consumption categories in Poland over the period 1999–2009 using micro-data from the Household Budget Surveys conducted by the Polish CSO. Two types of expenditure elasticities were obtained: conditional, which were estimated for a subsample of households with non-zero expenditures, and unconditional, which were based on the whole sample. Estimation of conditional elasticities was conducted using the two-step Heckman procedure, while estimates for unconditional elasticities were obtained following the Shonkweiler and Yen (1999) approach. The unconditional elasticities appeared to be generally higher than the corresponding conditional ones and statistical importance of the inverse Mills ratio supports using a selection model. The obtained conditional elasticities are then used to analyze changes in households' consumption patterns over the last decade. The main observation is as follows. A declining trend in some expenditure elasticities and shares of food articles as well as an increasing trend in shares of luxury goods in total consumption indicate a convergence process in households' consumption behavior to that observed in developed economies.

---

**Keywords:** income elasticities, Heckman selection model, analysis of income of households, Shonkweiler and Yen estimation