
A N N A L E S
UNIVERSITATIS MARIAE CURIE-SKŁODOWSKA
LUBLIN – POLONIA

VOL. XLVII, 3

SECTIO H

2013

Uniwersytet Łódzki, Katedra Statystyki Ekonomicznej i Społecznej

BOGUSŁAWA DOBROWOLSKA

*Klasyczne metody estymacji w ocenie redystrybucyjnych
konsekwencji funkcjonowania podatków konsumpcyjnych w Polsce*

Classic estimation methods in the assessment of the redistribution consequences
of functioning of consumption taxes in Poland

Słowa kluczowe: konsumpcja gospodarstw domowych, regresja podatkowa, modele regresji

Key words: consumption of households, regressive taxation, regression models

Wstęp

Podatki konsumpcyjne w Polsce są bardzo wydajnym źródłem dochodów budżetowych i pełnią przede wszystkim funkcje fiskalne. Społeczne funkcje tych podatków stanowią niejako efekt uboczny. Najczęściej stosowana w literaturze przedmiotu metoda badania obciążeń podatkowych podatkami pośrednimi polega na obserwacji względnego obciążenia podatkiem w kolejnych przedziałach dochodowych. Procentowy udział podatku w dochodzie lub w wydatkach poszczególnych grup dochodowych pozwala na określenie jego charakteru. Jeśli udział podatku w dochodzie (wydatkach) maleje wraz ze wzrostem dochodu (wydatków), to podatek ma charakter regresywny, jeśli udział ten jest stały, to podatek jest proporcjonalny (liniowy), jeśli udział podatku w dochodzie rośnie wraz ze wzrostem dochodu, to podatek jest progresywny. Ta klasyfikacja opiera się na średniej stawce podatkowej.

Do oceny redystrybucyjnych właściwości systemu podatkowego są również wykorzystywane modele ekonometryczne, chociaż ten obszar zastosowań został słabo rozpoznany w literaturze przedmiotu i niniejsze badanie stanowi próbę wypełnienia luki w tym zakresie.

Celem artykułu jest próba wykorzystania klasycznych metod estymacji do zbadania redystrybucyjnych efektów funkcjonowania podatków pośrednich w Polsce. Badanie przeprowadzono na próbie gospodarstw domowych analizowanych przez GUS w ramach badań budżetów gospodarstw domowych w latach 1995–2011 według decylowych grup dochodowych.

1. Ekonometryczne modele wydatków w analizie opodatkowania gospodarstw domowych podatkami konsumpcyjnymi

Badania popytu konsumpcyjnego można prowadzić m.in. na podstawie danych pochodzących z *Badania budżetów gospodarstw domowych*. Wykorzystując to źródło informacji, można budować różnorodne modele ekonometryczne pozwalające na określenie wielkości i struktury popytu konsumpcyjnego oraz na ustalenie wpływu takich zmiennych, jak dochody, struktura demograficzna rodzin, przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej, poziom wykształcenia, miejsce zamieszkania i szeregu innych o charakterze psychosocjologicznym. Wieloczynnikowość badań budżetów gospodarstw domowych prowadzonych przez GUS sprawia, że dostarczają one danych umożliwiających ocenę warunków i różnic w poziomie życia podstawowych grup ludności. Zbierane corocznie w identycznym lub zbliżonym układzie dane o budżetach rodzinnych ułatwiają prowadzenie systematycznych badań. Pozwalają na wielokrotne weryfikowanie hipotez odnoszących się do różnorodnych prawidłowości formułowanych na gruncie rozważań teoretycznych.

Rozwój metodologii empirycznych badań konsumpcji gospodarstw domowych opartych na danych budżetowych oraz sformułowanie fundamentalnych praw empirycznych wyjaśniających zależności między dochodem a poszczególnymi kategoriami wydatków to przede wszystkim zasługa Ernesta Engla. Ten niemiecki statystyk sformułował prawidłowość wydatkowania (prawo Engla), według której wraz ze wzrostem dochodów udział dochodów wydawanych na żywność maleje. Powyższą zależność, rozszerzoną również na inne grupy wydatków, można badać ekonometrycznymi modelami jednoczynnikowymi, w których zmienną objaśnianą (W) jest wydatek na pewien cel, a zmienną objaśniającą (Y) dochód pieniężny przypadający na jedną osobę. Funkcje opisujące związek między dochodami konsumentów a popytem (wydatkami) na dane dobro lub usługę, zwane funkcjami popytu lub potrzeb, są funkcjami regresji. Określają one związki w skali makro, gdy dane dotyczą globalnych wielkości dochodu narodowego oraz wydatków ludności. Jeśli funkcje potrzeb określają związki między dochodem a wydatkami w skali mikro, to dane statystyczne pochodzą głównie z badań budżetów rodzinnych.

Spośród jednoczynnikowych modeli wydatków można zaproponować model R.G.D. Allena i A.L. Bowleya. Ta grupa modeli opiera się na liniowej funkcji regresji o postaci:

$$W = \alpha + \beta Y, \quad (1)$$

a współczynnik elastyczności jest wyznaczany z relacji:

$$E = \beta \frac{\bar{Y}}{\bar{W}}, \quad (2)$$

gdzie \bar{Y} i \bar{W} to odpowiednie średnie zmiennej objaśniającej i objaśnianej [Błaczkowska, 2002, s. 173–178]. Tak zbudowany współczynnik określa względną, średnią reakcję zmiennej W na jednoprocetowe zmiany zmiennej Y . Jeśli zbiory budżetów domowych są względnie jednorodne, to współczynniki te dzielą realizowane cele na cele pierwszej potrzeby, gdy $E \leq 1$, oraz cele wyższego rzędu, gdy $E > 1$. W przypadku liniowych zależności wydatków na różne dobra czy usługi od dochodów hierarchię potrzeb konsumpcyjnych określa się na podstawie liczbowych ocen wyrazu wolnego linii regresji. Funkcja regresji określa zbiór tym pilniejszych celów wydatkowych (potrzeby niższego rzędu), im wyższe wartości dodatnie przyjmuje wyraz wolny tej funkcji. I odwrotnie, im niższe wartości ujemne przyjmuje wyraz wolny w tej funkcji, tym mniej pilne są cele wydatkowe (potrzeby wyższego rzędu i potrzeby luksusowe) należące do zbioru określanego przez funkcję regresji.

Przy wykorzystaniu modeli Allena–Bowleya można skonstruować model wydatków podatkowych gospodarstw domowych, opierając się na liniowej funkcji regresji w postaci:

$$(W)_i = \alpha + \beta(Y)_i + \varepsilon_i, \quad (3)$$

gdzie:

$(W)_i$ – wydatek podatkowy gospodarstwa w i -tej grupie dochodowej,

$(Y)_i$ – wydatki lub dochód do dyspozycji gospodarstwa w i -tej grupie dochodowej,

ε_i – czynnik losowy o rozkładzie normalnym.

Modele Allena–Bowleya nie mogą być stosowane do analizy zależności grup wydatków od dochodów tam, gdzie zależności te nie mają charakteru liniowego. Określenie postaci analitycznej funkcji wydatków na podstawie rozważań teoretycznych nie zawsze jest możliwe, dlatego też w praktyce przyjmuje się różne postacie funkcji. Z badań empirycznych wynika, że funkcje potęgowe stosowane do ustalenia zależności między wydatkami a czynnikami je określającymi, w przypadku posługiwania się danymi przekrojowymi, odznaczają się z reguły najlepszymi charakterystykami statystycznymi, informującymi o przydatności danego modelu [Welfe, 1978, s. 23]. Dzięki ich empirycznej weryfikacji możliwe jest ponadto weryfikowanie hipotezy o stałości elastyczności dochodowej popytu, przy założeniu, że parametry tych funkcji są szacowane wielokrotnie dla różnych poziomów dochodów.

Wykorzystanie funkcji potęgowej do badania redystrybucyjnych właściwości VAT zaproponował D.W. Adams w badaniach redystrybucyjnych efektów funkcjonowania

tego podatku w Wielkiej Brytanii, Irlandii, Belgii i Niemczech [Adams, 1980, s. 24]. Regresja prosta miała postać:

$$\ln(VAT)_i = \alpha + \beta \ln(Y)_i + \varepsilon_i, \quad (4)$$

gdzie:

$(VAT)_i$ – kwota płatności VAT gospodarstwa w i -tej grupie dochodowej,

α – wyraz wolny,

β – współczynnik mierzący elastyczność obciążenia podatkiem w stosunku do wydatków lub dochodu do dyspozycji,

$(Y)_i$ – wydatki lub dochód do dyspozycji gospodarstwa w i -tej grupie dochodowej,

ε_i – czynnik losowy o rozkładzie normalnym.

Estymowana wartość β w równaniu (4) odzwierciedla ilościowe efekty redystrybucyjnych właściwości systemu podatkowego. Jeśli przekracza ona jedność, to oznacza progresywność, jeśli jest mniejsza od jedności – regresywność podatku.

2. Analiza regresji w badaniu redystrybucyjnych efektów funkcjonowania podatków pośrednich w Polsce w decylowych grupach dochodowych

Analiza redystrybucyjnych efektów funkcjonowania podatków pośrednich w Polsce w latach 1995–2011 została przeprowadzona przy wykorzystaniu modeli jednorównaniowych, estymowanych niezależnie od siebie, co wydaje się uzasadnione celem i zakresem pracy. W analizie nie uwzględniono wszystkich zależności istniejących między omawianymi zmiennymi, bowiem starano się jedynie określić redystrybucyjne efekty opodatkowania polskich gospodarstw domowych podatkami konsumpcyjnymi¹.

Głównym źródłem informacji były niepublikowane dane GUS pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych dla lat 1995–2011. Dane te były bardzo szczegółowe², co umożliwiło w miarę dokładne oszacowanie kwot wysokości zapłaconych przez gospodarstwa domowe podatków pośrednich³. Metodologię szacowania obciążeń

¹ Analiza przeprowadzona została dla VAT i podatku akcyzowego.

² Dane były zagregowane na co najmniej szóstym poziomie Polskiej Klasyfikacji Wyrobów i Usług (podkategorie).

³ Trudno szukać bezpośrednich informacji na temat wysokości zapłaconego podatku w danych budżetowych. Jednak na podstawie szczegółowego zestawienia wydatków gospodarstw domowych można oszacować ich wysokość. Szacując kwoty zapłacone przez gospodarstwa domowe podatków pośrednich, napotyka się na bariery wynikające z niezgodności klasyfikacji wydatków w badaniu budżetowym z klasyfikacją towarów i usług ze względu na stawki tych podatków. Klasyfikacje te krzyżują się i niekiedy w tej samej kategorii wydatków gospodarstw domowych pojawiają się towary objęte różnymi stawkami podatków pośrednich.

gospodarstw domowych podatkami pośrednimi zaprezentowano w pracy doktorskiej B. Dobrowolskiej [Dobrowolska, 2008, s. 127–138].

Tabela 1. Redystrybucyjne efekty funkcjonowania polskich podatków konsumpcyjnych w latach 1995–2011 oparte na regresji w postaci $\ln(w)_i = \alpha + \beta \ln(Y)_i$

| Warianty modeli regresji | Statystyki | $\ln(w)_i = \alpha + \beta \ln(Y)_i$ | | |
|---|------------|--------------------------------------|--------------|----------------|
| | | Parametry | | R ² |
| | | α | β | |
| podatki konsumpcyjne ogółem*: 1) $\ln(wO)_i = \alpha + \beta \ln(Y)_i$ | parametr | -2,296 | 0,994 | 0,94 |
| | t | -15,088 | 42,712 | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | |
| podatek VAT ogółem: 2) $\ln(wV)_i = \alpha + \beta \ln(Y)_i$ | parametr | -2,626 | 1,000 | 0,95 |
| | t | -20,008 | 49,824 | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | |
| podatek VAT wg stawki podstawowej: 3) $\ln(wVPod)_i = \alpha + \beta \ln(Y)_i$ | parametr | -4,062 | 1,167 | 0,90 |
| | t | -17,300 | 32,510 | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | |
| podatek VAT wg stawki preferencyjnej: 4) $\ln(wVPre)_i = \alpha + \beta \ln(Y)_i$ | parametr | -1,488 | 0,624 | 0,81 |
| | t | -8,104 | 22,204 | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | |
| podatek akcyzowy: 5) $\ln(wAkc)_i = \alpha + \beta \ln(Y)_i$ | parametr | -3,544 | 0,971 | 0,85 |
| | t | -14,508 | 25,990 | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | |

- Y_i – przychód netto danego typu gospodarstwa w i -tej grupie dochodowej,
- wO – wysokość zapłaconych podatków konsumpcyjnych ogółem (VAT + akcyza) przez gospodarstwo domowe w i -tej grupie dochodowej,
- wV – wysokość zapłaconego podatku VAT przez gospodarstwo domowe w i -tej grupie dochodowej,
- $wVPod$ – wysokość zapłaconego podatku VAT według stawki podstawowej przez gospodarstwo domowe w i -tej grupie dochodowej,
- $wVPre$ – wysokość zapłaconego podatku VAT według stawek preferencyjnych przez gospodarstwo domowe w i -tej grupie dochodowej,
- $wAkc$ – wysokość zapłaconego podatku akcyzowego przez gospodarstwo domowe w i -tej grupie dochodowej,
- t – wartość statystyki t-studenta,
- p – empiryczny poziom istotności, zwany prawdopodobieństwem testowym,
- R^2 – współczynnik determinacji.

* Podatki konsumpcyjne ogółem są sumą podatków VAT i podatków akcyzowych.

Źródło: obliczenia własne na podstawie niepublikowanych danych GUS pochodzących z *Badania budżetów gospodarstw domowych w latach 1995–2011*.

Analiza wyników badania redystrybucyjnych właściwości podatków konsumpcyjnych w Polsce na podstawie regresji prostej dowodzi, że polskie podatki pośrednie ogólnie mają charakter regresywny (por. równanie 1 w tabeli 1). Estymowana wartość parametru β jest współczynnikiem mierzącym elastyczność obciążenia podatkiem w stosunku do przychodu netto, a zatem stanowi bezpośredni wskaźnik redystrybucyjnych właściwości systemu podatkowego. W oszacowanym modelu parametr β ma wartość mniejszą od jeden, co wskazuje na regresywny charakter polskich podatków konsumpcyjnych ogółem. Oznacza to, że udział podatków konsumpcyjnych w dochodach gospodarstw domowych maleje wraz ze wzrostem dochodu, czyli relatywnie najbardziej obciążone podatkami konsumpcyjnymi są gospodarstwa najmniej zamożne. Ocena parametru β w równaniu 1 w tabeli 1 wynosząca 0,994 wskazuje na to, że wzrostowi przychodów netto gospodarstwa o 1% towarzyszył wzrost zapłaconych podatków konsumpcyjnych ogółem średnio o 0,994% (na osobę w gospodarstwie). Oznacza to, że wysokość zapłaconych podatków konsumpcyjnych rośnie wolniej niż przychody netto.

Regresywny charakter polskich podatków konsumpcyjnych ogółem wynika przede wszystkim z silnej regresji obciążenia gospodarstw domowych podatkami o preferencyjnej stawce podatku VAT oraz regresywnego charakteru podatku akcyzowego (por. równanie 4 i 5 w tabeli 1). Wskazuje na to niska elastyczność obciążenia podatkiem w stosunku do przychodu netto (parametr wynosi 0,624 dla stawek preferencyjnych podatku VAT oraz 0,971 dla podatku akcyzowego).

Statystyczna jakość zaprezentowanych w tabeli 1 równań jest dobra, na co wskazuje wysoka wartość współczynnika determinacji R^2 , a przychody netto gospodarstw domowych okazały się zmienną statystycznie istotną. Co ważne, oszacowane parametry modelu wskazują na relacje, które są zgodne z oczekiwaniami. Wzrost przychodów gospodarstw domowych powoduje wzrost wysokości zapłaconych podatków konsumpcyjnych.

Analiza zaprezentowanych w tabeli 2 modeli liniowych pozwala stwierdzić, że wzrostowi przychodów netto polskich gospodarstw o 100 złotych towarzyszył średni wzrost wartości zapłaconych podatków konsumpcyjnych ogółem o 9,2 zł (na osobę w gospodarstwie). Zwiększenie przychodów netto gospodarstwa domowego powodowało najsilniejszy wzrost wysokości zapłaconego podatku VAT według stawki podstawowej (por. równanie 3 w tabeli 2), w drugiej kolejności – podatku akcyzowego (por. równanie 5 w tabeli 2), a najsłabszy efekt wzrostowy podatku VAT wystąpił na skutek stosowania stawek preferencyjnych (por. równanie 4 w tabeli 2). Gospodarstwa domowe najsilniej obciążone są podatkiem VAT według stawki podstawowej, a najsłabiej podatkami VAT o stawkach preferencyjnych. Jest to zarówno efektem różnic w wysokościach stawki podstawowej i stawek preferencyjnych, jak i stałego, trwającego od 1994 roku procesu upowszechniania stawki podstawowej oraz zmian w strukturze konsumpcji gospodarstw domowych.

Tabela 2. Oszacowania parametrów liniowych modeli regresji wysokości podatków konsumpcyjnych zapłaconych przez polskie gospodarstwa domowe w latach 1995–2011

| Równanie | Statystyki | $(w)_i = \alpha + \beta (Y)_i$ | | |
|---|------------|--------------------------------|--------------|----------------|
| | | Parametry | | R ² |
| | | α | β | |
| podatki konsumpcyjne ogółem*: 1) $(wO)_i = \alpha + \beta (Y)_i$ | parametr | 3,061 | 0,092 | 0,97 |
| | t | 2,270 | 67,580 | |
| | p | 0,0250 | 0,0000 | |
| podatek VAT ogółem: 2) $(wV)_i = \alpha + \beta (Y)_i$ | parametr | 2,854 | 0,068 | 0,98 |
| | t | 2,852 | 67,376 | |
| | p | 0,0051 | 0,0000 | |
| podatek VAT wg stawki podstawowej: 3) $(wVPod)_i = \alpha + \beta (Y)_i$ | parametr | -2,685 | 0,058 | 0,96 |
| | t | -2,398 | 51,100 | |
| | p | 0,0180 | 0,0000 | |
| podatek VAT wg stawki preferencyjnej: 4) $(wVPre)_i = \alpha + \beta (Y)_i$ | parametr | 5,539 | 0,011 | 0,84 |
| | t | 13,742 | 25,347 | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | |
| podatek akcyzowy: 5) $(wAke)_i = \alpha + \beta (Y)_i$ | parametr | 0,207 | 0,024 | 0,95 |
| | t | 0,399 | 45,741 | |
| | p | 0,6908 | 0,0000 | |

Opisy zastosowanych w tablicy oznaczeń zostały zamieszczone w tabeli 1.

Źródło: obliczenia własne na podstawie niepublikowanych danych GUS pochodzących z *Badania budżetów gospodarstw domowych w latach 1995–2011*.

Weryfikacja modeli regresji dla prezentowanych typów podatków konsumpcyjnych została przeprowadzona na podstawie danych obejmujących gospodarstwa domowe o różnym stopniu zamożności (w postaci grup decylowych) w latach 1995–2011 (por. tabele 1 i 2). Relatywnie duża próba i znaczna zmienność obserwacji rzutuje na własności statystyczne modelu. Skłania to do estymacji analogicznych modeli dla każdej grupy decylowej oddzielnie. Również w tym przypadku estymowano modele liniowe i potęgowe, stosując tę samą zmienną objaśniającą – przychody netto gospodarstw domowych. Lepszą zgodność wielkości empirycznych z teoretycznymi uzyskano dla modeli potęgowych (por. tabela 3).

Tablica 3. Oszacowania parametrów modeli zapłaconych podatków konsumpcyjnych ogółem w poszczególnych grupach decylowych polskich gospodarstw domowych w latach 1995–2011

| Grupa decylowa | Statystyki | Model liniowy | | | | Model potęgowy | | | |
|----------------|------------|---------------------------------|--------------|----------------|-------|---------------------------------------|--------------|----------------|-------|
| | | $(wO)_i = \alpha + \beta (Y)_i$ | | | | $\ln(wO)_i = \alpha + \beta \ln(Y)_i$ | | | |
| | | Parametry | | R ² | DW | Parametry | | R ² | DW |
| | | α | β | | | α | β | | |
| I | parametr | -17,398 | 0,173 | 0,91 | 0,386 | -4,405 | 1,395 | 0,95 | 0,692 |
| | t | -3,07 | 10,524 | | | -7,686 | 14,115 | | |
| | p | 0,0119 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |
| II | parametr | -15,399 | 0,142 | 0,96 | 0,599 | -5,126 | 1,479 | 0,98 | 1,732 |
| | t | -4,487 | 15,832 | | | -11,727 | 19,988 | | |
| | p | 0,0012 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |
| III | parametr | -20,935 | 0,147 | 0,97 | 0,429 | -5,364 | 1,500 | 0,97 | 1,040 |
| | t | -5,732 | 18,685 | | | -15,700 | 26,766 | | |
| | p | 0,0002 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |
| IV | parametr | -22,517 | 0,142 | 0,98 | 0,708 | -5,400 | 1,490 | 0,99 | 1,350 |
| | t | -6,007 | 20,791 | | | -18,084 | 31,216 | | |
| | p | 0,0001 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |
| V | parametr | -24,780 | 0,139 | 0,98 | 1,103 | -5,476 | 1,489 | 0,99 | 1,761 |
| | t | -7,368 | 26,286 | | | -20,371 | 35,456 | | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |
| VI | parametr | -25,568 | 0,134 | 0,99 | 1,321 | -5,376 | 1,462 | 0,99 | 2,252 |
| | t | -7,053 | 27,047 | | | -19,127 | 34,018 | | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |
| VII | parametr | -28,120 | 0,130 | 0,99 | 1,191 | -5,295 | 1,438 | 0,99 | 2,230 |
| | t | -8,036 | 31,486 | | | -20,990 | 38,065 | | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |
| VIII | parametr | -29,627 | 0,124 | 0,99 | 1,444 | -5,204 | 1,411 | 0,99 | 2,220 |
| | t | -8,263 | 34,866 | | | -22,575 | -41,91 | | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |

| | | | | | | | | | |
|-----------|----------|----------------|--------------|------|-------|---------------|--------------|------|-------|
| IX | parametr | -36,183 | 0,124 | 0,99 | 1,527 | -5,318 | 1,415 | 0,99 | 1,549 |
| | t | -9,723 | 41,480 | | | -17,035 | 31,953 | | |
| | p | 0,0000 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |
| X | parametr | -27,822 | 0,103 | 0,99 | 2,211 | -3,919 | 1,197 | 0,99 | 1,590 |
| | t | -5,116 | 41,367 | | | -17,147 | 39,860 | | |
| | p | 0,0005 | 0,0000 | | | 0,0000 | 0,0000 | | |

Opisy zastosowanych w tablicy oznaczeń zostały zamieszczone w poprzednim punkcie artykułu.

Źródło: obliczenia własne na podstawie niepublikowanych danych GUS pochodzących z *Badania budżetów gospodarstw domowych w latach 1995–2011*.

Przeprowadzone badanie wykazało, że struktura obciążeń podatkami konsumpcyjnymi w znacznym stopniu zależy od zamożności gospodarstwa domowego. Na podstawie wyników estymacji zaprezentowanych w tabeli 3, pomijając gospodarstwa domowe z I i X grupy decylowej⁴, możemy stwierdzić, że wzrostowi przychodów netto polskich gospodarstw domowych o 1% towarzyszył średni wzrost wysokości zapłaconych podatków konsumpcyjnych ogółem od 1,41% do 1,50% (na osobę w gospodarstwie). Najsilniejszy wzrost wysokości zapłaconych podatków konsumpcyjnych pod wpływem wzrostu przychodu netto dotyczył gospodarstw z III grupy decylowej. Charakterystyczne jest również zmniejszanie się wysokości zapłaconych podatków konsumpcyjnych pod wpływem wzrostu przychodów począwszy od III grupy decylowej, co świadczy o regresywnym charakterze podatków konsumpcyjnych. Zdziwiał jednak niewielki stopień zróżnicowania wysokości zapłaconych podatków konsumpcyjnych ogółem przy różnych poziomach dochodów gospodarstw domowych.

Zakończenie

Powyższa analiza redystrybucyjnych konsekwencji opodatkowania polskich gospodarstw domowych podatkami konsumpcyjnymi w latach 1995–2011 przy wykorzystaniu klasycznych metod estymacji wskazała, że polskie podatki pośrednie mają charakter regresywny, a zatem relatywnie najbardziej obciążają konsumpcję gospodarstw o najniższych przychodach. Z przeprowadzonych badań wynika również, że struktura obciążeń tymi podatkami w znacznym stopniu zależy od zamożności gospodarstw domowych. Regresywność opodatkowania podatkami pośrednimi wynika zapewne ze struktury wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych. Wiadomo bowiem, że im mniejsza zamożność danego gospodarstwa, tym wyższy udział wydatków konsumpcyjnych w wydatkach ogółem.

⁴ GUS zwraca uwagę na to, że błędy w oszacowaniu wielkości dochodów będą występowały przede wszystkim w odniesieniu do gospodarstw o relatywnie niskim oraz o relatywnie wysokim dochodzie.

W konsekwencji uznaje się powszechnie, że konieczne jest stałe monitorowanie rozkładu obciążeń gospodarstw domowych podatkami pośrednimi, które pozwala nie tylko kontrolować proces społecznych efektów funkcjonowania tych podatków, ale może także dać niezmiernie pożyteczną wiedzę o możliwościach różnicowania lub ujednociania stawek podatkowych.

Przeprowadzona analiza pokazała również, że klasyczne metody estymacji mogą być z powodzeniem stosowane do oceny redystrybucyjnych efektów funkcjonowania podatków pośrednich.

Bibliografia

1. Adams D.W., *The Distributive Effects of VAT In The United Kingdom, Ireland, Belgium and Germany*, "The Three Bank Review" 1980, nr 128.
2. *Badania budżetów gospodarstw domowych*, GUS, Warszawa.
3. Błaczkowska A., *Analiza wydatków ludności*, [w:] K. Jajuga (red.), *Ekonometria. Metody i analiza problemów ekonomicznych*, AE we Wrocławiu, Wrocław 2002.
4. Dobrowolska B., *Ekonomiczne konsekwencje opodatkowania konsumpcji indywidualnej w procesie integracji z Unią Europejską*, rozprawa doktorska napisana w Katedrze Statystyki Ekonomicznej i Społecznej UŁ, Łódź 2008.
5. Welfe W. (red.), *Ekonometryczne modele rynku, t. 2: Modele konsumpcji*, PWE, Warszawa 1978.

Classic estimation methods in the assessment of the redistribution consequences of functioning of consumption taxes in Poland

The estimation of redistribution consequences of functioning of consumption taxes by means of econometric models is poorly recognized in subject literature, and hereby research is the attempt to bridge the gap in this field.

The aim of the article is to try to use classical methods of estimation to investigate redistribution consequences of functioning of consumption taxes in Poland. The research was carried out on the sample of the households analysed by GUS [Central Statistic Office] within the research of household budgets in the years 1995-2011 according to deciles income groups.