

Acta Universitatis Lodzensis

FOLIA OECONOMICA

81

Z BADAŃ NAD KONSUMPCJĄ I RYNKIEM
W WARUNKACH KRYZYSU



WYDAWNICTWO UNIwersYTETU ŁÓDZKIEGO
1988



E

FOLIA OECONOMICA

81

Z BADAŃ NAD KONSUMPCJĄ I RYNKIEM
W WARUNKACH KRYZYSU

WYDAWNICTWO UNIWERSYTETU ŁÓDZKIEGO
ŁÓDŹ 1988

Nr inw. 153982



KOMITET REDAKCYJNY
WYDAWNICTW UNIwersYTETU ŁÓDZKIEGO

Andrzej Banasiak, Bohdan Baranowski, Zdzisław Kłapciński
Wacław Piotrowski (przewodniczący), Krystyna Urbanowicz

REDAKCJA WYDAWNICTW "FOLIA OECONOMICA"

Halina Mortimer-Szymczak, Krystyna Piotrowska-Marczak
Zofia Zarzycka, Krystyna Twardowska

REDAKTOR ZESZYTU

Zofia Zarzycka

RECENZENT

Kazimierz Zając

REDAKTOR WYDAWNICTWA UL

Bogusław Pielat

REDAKTOR TECHNICZNY

Grażyna Kaniewska

KOREKTOR

Joanna Balcerak

OKŁADKĘ PROJEKTOWAŁ

Andrzej Frydel

Podr. P. 23274 / 81.1988
Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

1988

Wydanie I. Nakład 210+90 egz. Ark. wyd. 9,2.
Ark. druk. 10,875. Papier kl. III, 70 g, 70x100.
Zam. 79/1439/87. B-4. Cena zł 370,-

Drukarnia Uniwersytetu Łódzkiego
Łódź, ul. Nowotki 143

ISSN 0208-6018

SPIS TREŚCI

Wstęp	5
Rozdział 1. ROLA CEN W BUDOWIE I WERYFIKACJI EKONOMETRYCZNYCH MODELI RYNKU W NIERÓWNOWADZE	8
1.1. Zagadnienia nierównowagi w ekonometrycznych modelach ryn- ku artykułów żywnościowych (W. Starzyńska)	8
1.1.1. Cenowy indyktor nierównowagi	8
1.1.2. Empiryczna weryfikacja modeli rynku z cenowym in- dykatorem nierównowagi	15
1.2. Cena a sprzedaż detaliczna w warunkach nierównowagi ryn- ku - częściowa identyfikacja systemu popyt - podaż (W. Sta- rzyńska)	18
1.2.1. Ekonometryczny model sprzedaży z jedną zmienną e- gzogeniczną	18
1.2.2. Empiryczna weryfikacja modelu sprzedaży na przy- kładzie wybranych rynków żywnościowych	27
Rozdział 2. OCENA NIEDOBORU PODAŻY DÓBR KONSUMPCYJNYCH	33
2.1. Prognozy jako podstawa oceny niezaspokojonego popytu na dobra trwałego użytku (T. Utnicki)	33
2.1.1. Uwagi wstępne	33
2.1.2. Możliwości zastosowań modeli popytu w warunkach Polski	34
2.1.3. Prognozy na podstawie wybranych modeli trendu	35
2.1.4. Porównanie prognoz popytu z dostawami lub sprzeda- żą dóbr trwałego użytku	44
2.2. Zastosowanie metody wag harmonicznych do oceny wielkości niedostatecznej podaży dóbr (K. Pruska, T. Utnicki)	50
2.2.1. Wprowadzenie	50
2.2.2. Metoda trendu pełzającego i wag harmonicznych	52
2.2.3. Prognozy wielkości spożycia wybranych dóbr konsum- pcyjnych na lata 1978-1984	53
2.2.4. Uwagi końcowe	59
Rozdział 3. MODELE KONSUMPCJI SZACOWANE NA PODSTAWIE DANYCH Z BUDŻETÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH	6

WSTĘP

Zeszyt niniejszy stanowi wspólne, monograficzne opracowanie wykonane przez uczestników Zespołu Konsumpcji i Warunków Bytu w Instytucie Ekonometrii i Statystyki UŁ pod redakcją naukową doc. dr hab. Zofii Zarzyckiej. Podstawę opracowania stanowią wyniki prowadzonych w ostatnich latach w Zespole badań nad wpływem kryzysu ekonomicznego na przełomie lat siedemdziesiątych i osiemdziesiątych na konsumpcję i warunki rynkowe w Polsce. Skomplikowana sytuacja gospodarcza ostatnich lat skłania do wielopłaszczyznowej analizy reakcji i zachowań konsumpcyjnych nabywców dóbr i usług w zmieniających się warunkach rynkowych.

Autorzy opracowania podejmują próbę sformułowania i empirycznej weryfikacji specjalnych metod analizy popytu konsumpcyjnego w warunkach niedostatecznej podaży dóbr i usług, przy jednoczesnych ograniczeniach informacji statystycznych. Zaprezentowane zostały propozycje budowy ekonometrycznych modeli i ich empiryczna weryfikacja w sferze konsumpcji i obrotu towarowego zarówno w płaszczyźnie makroekonomicznej (na podstawie danych statystyki rynkowej), jak i w płaszczyźnie mikro (na podstawie budżetów gospodarstw domowych).

Praca składa się z czterech rozdziałów. Pierwszy z nich poświęcony jest budowie specjalnych mierników pozwalających na oszacowanie poziomu niezaspokojonego popytu na niektóre dobra żywnościowe oraz roli cen w budowie i weryfikacji ekonometrycznych modeli rynku w nierównowadze. Przy wykorzystaniu różnic w poziomie i we wskaźnikach dynamiki cen detalicznych i targowiskowych wybranych dóbr (grup) określono stopień niezaspokojonego popytu na szczeblu sprzedaży detalicznej i konsumpcji indywidualnej w dwóch przedziałach czasowych: 1960-1977 i 1980-1982. W dalszej części rozdziału nastąpiła próba oszacowania reakcji popytu i podaży na zmiany cen detalicznych niektórych dóbr żywnościowych w handlu społecznym.

Rozdział drugi składa się z dwóch części. Pierwsza dotyczy budowy modeli trendu dla wybranych dóbr bądź grup dóbr trwałego użytku. W wyniku estymacji i weryfikacji wybrano najlepsze modele i

na ich podstawie wyznaczono prognozy popytu na najbliższe lata, korzystając z szeregów czasowych różnych długości: za lata 1955-1978, 1970-1978 oraz 1955-1981. Pozwoliło to na określenie rzędu niedoboru podaży na poszczególne dobra w latach 1982 i 1983.

Druga część opisyje zastosowanie metody trendu pełzającego do wygładzenia szeregów czasowych oraz wykorzystanie metody wag harmonicznych do wyznaczenia prognoz popytu zarówno na dobra trwałe, jak i żywnościowe.

Rozdział trzeci zawiera rozważania metodologiczne odnoszące się do zasad konstrukcji modeli ekonometrycznych, których parametry szacuje się na podstawie indywidualnych zagregowanych danych z budżetów rodzinnych. Zaprezentowano w nim model ogólny (3.1.2), który może być zastosowany w przypadku wykorzystania danych z indywidualnych budżetów rodzinnych oraz podano propozycję kilku modeli, których parametry mogą być szacowane na podstawie danych zagregowanych. Szczególną uwagę zwrócono na sposób wprowadzenia do modeli zmiennych demograficznych i społecznych.

Dalsza część rozdziału (3.2.2) obejmuje wyniki badań empirycznych odnoszące się do zróżnicowania wydatków dla różnych agregatów dóbr w okresie 1973-1976 i 1978-1982. Dużo miejsca poświęcono analizie stabilności ocen parametrów informujących o intensywności oddziaływania dochodu oraz zmiennych demograficznych i społecznych.

W rozdziale czwartym podjęto próbę analizy wpływu kryzysu ekonomicznego na zmiany w poziomie, strukturze i formach spożycia w gospodarstwach domowych. W szczególności badanie dotyczyło (§ 4.1) powstawania procesów deserwicyzacji budżetów domowych polegających na przejmowaniu przez gospodarstwo znacznej części usług bytowych, zleczanych uprzednio wyspecjalizowanym placówkom usługowym.

Zaprezentowana została próba przedstawienia mechanizmu deserwicyzacji oraz skwantyfikowania skali tego zjawiska przez analizę badań budżetów domowych w latach siedemdziesiątych, charakteryzujących się względną równowagą rynkową, oraz początku lat osiemdziesiątych.

W drugiej części rozdziału (§ 4.2) podjęto próbę analizy różnic w strukturze konsumpcji dwóch grup gospodarstw domowych: utrzymujących się głównie z pracy w uspołecznionej gospodarce narodowej oraz gospodarstw emerytów i rencistów. Nierówności w sytuacji materialnej i w budżecie czasu wynikające głównie z różnic w wieku tych dwóch grup ludności wpływają niewątpliwie na odmienny sposób wydatkowania posiadanych dochodów.

Przeprowadzone badanie miało na celu ocenę różnic w wielkości i strukturze wydatków porównywanych grup gospodarstw. Z drugiej strony chodziło o ocenę różnic w sposobie reakcji wydatków tych dwóch grup gospodarstw na zjawiska kryzysowe.

Podstawą przeprowadzonej analizy były dane dotyczące wydatków gospodarstw domowych w latach 1975-1976 oraz 1980-1982.

R o z d z i a ł 1.

ROLA CEN W BUDOWIE I WERYFIKACJI EKONOMETRYCZNYCH MODELI RYNKU W NIERÓWNOWADZE

1.1. Zagadnienia nierównowagi w ekonometrycznych modelach rynku artykułów żywnościowych

1.1.1. Cenowy indykator nierównowagi

Analiza rynku w tradycyjnym rozumieniu tego słowa staje się coraz trudniejsza, a czasami wręcz niemożliwa do przeprowadzenia w warunkach nierównowagi rynkowej. Niedostateczna w ostatnich latach podaż dóbr, w tym również artykułów żywnościowych, aczkolwiek podaż żywności jest najbardziej stabilna spośród innych dóbr konsumpcyjnych, stanowi tutaj istotną przeszkodę.

Podstawowym celem analizy w sytuacji niezrównoważenia popytu z podażą staje się określenie rodzaju oraz kierunku przejawiania się nierównowagi. Stan równowagi rynkowej jest bowiem bardzo istotnym czynnikiem warunkującym przejawy podaży bądź popytu. Brak tej równowagi implikuje charakter działalności handlowej i niejako zmusza uczestników danego szerebla rynku do przystosowania się do konkretnych realiów. Na rynku produktów rolno-spożywczych podaż realizuje się na kilku szczeblach: indywidualni i uspołecznieni producenci rolni, organizacje skupu i handlu rynkowego oraz handel targowiskowy. Z drugiej strony zapotrzebowanie na artykuły żywnościowe zgłaszane jest przez wiele podmiotów gospodarczych. Uczestników rynku podzielić można na kilka grup:

- podaż reprezentują organizacje skupu, popyt - przemysł przetwórczy oraz handel,

- podaż reprezentują producenci rolni, popyt - organizacje realizujące skup, a także konsumenci indywidualni (targowisko),

- podaż reprezentuje przemysł przetwórczy, popyt - handel hurtowy lub detaliczny,
- podaż reprezentują przedsiębiorstwa handlu hurtowego, popyt - jednostki handlu detalicznego,
- podaż reprezentują jednostki sieci detalicznej, popyt - nabywcy indywidualni i zbiorowi.

Jednym z zadań szczegółowych pojawiających się w badaniach nad tak szeroko rozumianym rynkiem artykułów żywnościowych jest ekonometryczna analiza procesów związanych z ruchem masy towarowej, a więc przebiegów produkcji rolnej do organizacji skupu, produktów rolnych ze skupu do produkcji lub do konsumpcji za pośrednictwem hurtu i detalu. W każdej z tych dziedzin obrotu towarowego obserwuje się nieco inne ukształtowanie przejawów popytu i podaży, zależnych od preferencji i realnych możliwości poszczególnych uczestników wymiany. Istotnym celem tego typu badań staje się próba ustalenia rozmiarów popytu niezaspokojonego, co jest w dużym stopniu wymierną oceną równowagi rynku.

Jedną z metod, mogącą znaleźć zastosowanie, jest wykorzystanie - dla okresu próby statystycznej - modelu ekonometrycznego, uwzględniającego bądź tylko informacje o okresach występowania nierównowagi, bądź specjalne zmienne pozwalające na zbudowanie specyficznych mierników (indykatorów) nierównowagi¹. Mierniki nierównowagi są bezpośrednio powiązane z możliwościami zwiększenia podaży lub też zmniejszenia popytu. Niektóre regulatory rynkowe stanowić mogą podstawę budowy tych indykatorów. Daje się wśród nich wyróżnić mierniki niezbilansowania rynku, oparte na:

- różnicach między poziomem cen obowiązujących a poziomem cen równowagi rynkowej,
- różnicach między wielkością zamówień handlu wewnętrznego na dostawy rynkowe a realizacją tych zamówień oraz czynnikach wywołujących zakłócenia systemu umownego: handel - przemysł (rolnictwo), skup - rolnictwo.

¹ Por. W. Charemza, Ekonometryczne modele opisujące brak równowagi, opracowanie wykonane w ramach Problemu Węzłowego R. III. 9, Sopot, cz. I, 1977, cz. II, 1978; Ekonometryczne modele rynku. Modele popytu konsumpcyjnego i równowagi rynkowej, Warszawa 1982, s. 189; K. Michałak, W. Starzyńska, Application of Disequilibrium Indicators in Econometric Models of Some Foodstuffs Markets, referat wygłoszony na konferencji: Problemy budowy i estymacji dużych modeli ekonometrycznych, Polanica Zdrój, 5-7 grudnia 1979.

- instrumentach pieniężno-kredytowych oddziałujących na podaż rynkową, a szczególnie na gospodarkę zapasami przedsiębiorstw handlowych (wysokość kredytów bankowych),
- instrumentach sterowania popytem konsumpcyjnym, np. ograniczeniach kredytowych w warunkach napięć rynkowych, stawkach - procentowych, wysokości pierwszej wpłaty przy kupnie towaru, atrakcyjnych formach oszczędzania.

Szczególnie interesujący wydaje się być pierwszy miernik - w odniesieniu do tych rynków, na których można określić cenę równowagi.

W Polsce w latach siedemdziesiątych ceny detaliczne artykułów konsumpcyjnych, a zwłaszcza żywnościowych, przestały odgrywać dominującą rolę w procesie kupna-sprzedaży. Większość cen detalicznych ustalana była centralnie, miała charakter sztywny (wyjątek to ceny owoców i warzyw) i na ogół stabilny (do roku 1977). Ograniczone zdolności produkcyjne rolnictwa oraz importu spowodowały, że przy danej wielkości podaży i popytu powstały znaczne różnice pomiędzy obowiązującym, stabilnym poziomem cen detalicznych a poziomem cen równowagi rynkowej. W warunkach polskich przykładem takiej sytuacji może być rynek mięsa i przetworów, warzyw i owoców oraz nabiału i jaj². We wszystkich tych przypadkach sprzedaż realizuje się w handlu detalicznym i na targowiskach. Zakładając, że na targowisku panuje konkurencja doskonała, cena tam występująca może być traktowana jako cena równowagi rynkowej. Nie oznacza to oczywiście, że jest ona równa cenie, jaką zapewniałaby równowagę "ogólną" na całym rynku danej grupy żywnościowej. Cena targowiskowa umożliwia jednak zaspokojenie popytu wszystkich gospodarstw domowych dokonujących zakupów na targowisku. Inna rzecz, że są to na ogół gospodarstwa zamożniejsze.

Model rynku niezbilansowanego składa się z kilku układów równań popytu i podaży wraz z odpowiednimi równaniami opisującymi nierównowagę. W swej najbardziej syntetycznej postaci składa się z jednego równania popytu, jednego równania podaży i równania opisującego nierównowagę.

² Por. K. Michałak, W. Starzyńska, Zastosowanie indyktorów nierównowagi w ekonometrycznych modelach rynków niektórych artykułów żywnościowych, "Przegląd Metod Badania Rynku", [IHWiU Warszawa] 1980, z. 1, s. 55-72; K. Michałak, W. Starzyńska, Ekonometryczna analiza procesów ekonomicznych na rynku nabiału i jaj, "Przegląd Metod Badania Rynku", [IHWiU Warszawa] 1981, z. 1.

Procesy zachodzące na poszczególnych szczeblach rynku żywności opisać można za pomocą kilku układów takich właśnie równań. Każdy z tych układów, przy założeniu występowania relacji liniowych, ma następującą postać (dla $t = 1, \dots, T$, gdzie T - długość szeregu czasowego):

równanie popytu

$$D_t = X_{Dt} \alpha + U_{Dt} \quad (1.1)$$

równanie podaży

$$S_t = X_{St} \beta + U_{St} \quad (1.2)$$

równanie wielkości zrealizowanej

$$Q_t = \min \{D_t, S_t\} \quad (1.3)$$

równanie definicyjne nadwyżki (niedoboru) popytu

$$N_t = D_t - S_t \quad (1.4)$$

równanie popytu nadwyżkowego (nadwyżkowej podaży)

$$N_t^E = X_{Et} + U_{Et}$$

równanie miernika nierównowagi

$$N_t^E = \begin{cases} -\gamma_1 Y_t, & \text{gdy } D_t > S_t \\ 0, & \text{gdy } D_t = S_t \\ -\gamma_2 Y_t, & \text{gdy } D_t < S_t \end{cases} \quad (1.5)$$

warunek nierównowagi

$$N_t^E = N_t^E \quad \text{dla } t = 1, \dots, T \quad (1.6)$$

gdzie:

D_t - popyt na produkty rolno-spożywcze danego podmiotu rynku,
 S_t - podaż produktów rolno-spożywczych danego kanału rynku,

X_{Dt} , X_{St} , X_{Et} - macierze zmiennych objaśniających odpowiednio popyt, podaż, niedobór (nadmiar) podaży,

α , β , γ - wektory parametrów strukturalnych modelu,

U_{Dt} , U_{St} , U_{Et} - składniki losowe o zerowej wartości oczekiwanej, jednostkowych macierzach kowariancji, nieskorelowane w czasie,

Q_t - wielkość zrealizowana,

N_t - poziom niedoboru (nadwyżki) podaży,

E_t - wartość indykatora nierównowagi,

T - długość szeregu czasowego.

W przypadku wystąpienia równowagi między popytem i podażą w okresie objętym próbą powyższy układ redukuje się do równań (1.1) i (1.2).

Istnieje kilka metod estymacji parametrów modelu rynku niezbilansowanego (np. metoda największej wiarygodności, podwójna metoda najmniejszych kwadratów). Jedną z najprostszych jest uogólniona metoda najmniejszych kwadratów, zastosowana przy wyżej podanych oznaczeniach do oszacowania współczynników następujących równań:

$$Q_t = X_{Dt} \alpha - \gamma_1 G_t + E_{Dt} \quad (1.7)$$

$$Q_t = X_{St} \beta - \gamma_2 H_t + E_{St} \quad (1.8)$$

gdzie:

$$G_t = \begin{cases} Y_t, & \text{gdy } D_t > S_t \\ 0, & \text{gdy } D_t \leq S_t \end{cases} \quad (1.9)$$

oraz

$$H_t = \begin{cases} -Y_t, & \text{gdy } D_t < S_t \\ 0, & \text{gdy } D_t \geq S_t \end{cases} \quad (1.10)$$

Równania (1.7) i (1.8) są respecyfikowanymi równaniami popytu i podaży, odpowiadającymi wzorom (1.1) i (1.2). Estymatory parametrów równań (1.7) i (1.8) uzyskane klasyczną metodą najmniejszych

kwadratów nie dają wprawdzie zgodnych oszacowań współczynników występujących w równaniach (1.1) i (1.2), ale pod względem efektywności obciążenia nie są gorsze od ocen uzyskanych podwójną metodą najmniejszych kwadratów.

W empirycznych badaniach rynku proponuje się wykorzystać na szczeblu dostaw, sprzedaży detalicznej i konsumpcji indywidualnej następujące rodzaje indykatorów³:

- bazujące na różnicy między ceną targowiskową i detaliczną mięsa wieprzowego dla rynku mięsnego,

$$N_t^{E1} = PT_t - PD_t \quad (1.11)$$

- oparte na różnicy między cenami skupu i detalicznymi mleka (w zł/l) dla rynku nabiału i jaj:

$$N_t^{E2} = \begin{cases} -\gamma_1 (PS_t - PD_t), & \text{gdy } D_t > S_t \\ 0, & \text{gdy } D_t = S_t \\ -\gamma_2 (PD_t) - PS_t, & \text{gdy } D_t < S_t \end{cases} \quad (1.12)$$

Funkcje pomocnicze (1.9) i (1.10) przy zdefiniowanych wzorami (1.11) i (1.12) indykatorach nierównowagi, przyjmą odpowiednio następującą postać:

dla rynku mięsnego

$$G_t = \begin{cases} PT_t - PD_t, & \text{gdy } PT_t > PD_t \\ 0, & \text{gdy } PT_t \leq PD_t \end{cases} \quad (1.13)$$

$$H_t = \begin{cases} PD_t - PT_t, & \text{gdy } PD_t > PT_t \\ 0, & \text{gdy } PD_t \leq PT_t \end{cases} \quad (1.14)$$

³ Ibidem.

oraz dla rynku nabiału i jaj

$$G_t = \begin{cases} PS_t - PD'_t, & \text{gdy } PS_t > PD'_t \\ 0, & \text{gdy } PS_t < PD'_t \end{cases} \quad (1.15)$$

i

$$H_t = \begin{cases} PD'_t - PS_t, & \text{gdy } PD'_t > PS_t \\ 0, & \text{gdy } PD'_t \leq PS_t \end{cases} \quad (1.16)$$

gdzie:

PT - średnia cena targowiskowa (ogólnokrajowa) mięsa wieprzowego,

PD - cena detaliczna mięsa wieprzowego,

PD' - cena detaliczna mleka,

PS - cena skupu mleka.

Model rynku zbudowano dla kilku grup żywności, w tym także dla rynku warzyw i owoców oraz ziemniaków. Oprócz różnicy w cenie detalicznej i targowiskowej, ceny skupu, w przypadku mleka zastosowano także relacje tych cen, na podstawie których zdefiniowano następujący miernik nierównowagi:

$$E_3 = \begin{cases} 1, & \text{gdy } WPT_t > WPD_t \\ 0, & \text{gdy } WPT_t = WPD_t \\ -1, & \text{gdy } WPT_t < WPD_t \end{cases} \quad (1.17)$$

gdzie:

WPT_t - wskaźnik cen dynamiki przeciętnych cen targowiskowych w okresie t, odpowiednio dla mięsa, warzyw i owoców, nabiału i jaj,

WPD_t - wskaźnik dynamiki przeciętnych cen detalicznych w okresie t, odpowiednio dla mięsa, warzyw i owoców, nabiału i jaj, ziemniaków.

Tak określona zmienna służyć może do oszacowania wielkości, o którą należy pomniejszyć popyt, aby był on równy podaży. Lata, w których obserwowany wskaźnik cen targowiskowych był wyższy od indeksu cen detalicznych, określono jako okresy niedostatecznej podaży. W sytuacjach przeciwnych ustalono lata nadwyżkowej podaży. Gdy obydwa porównywane wskaźniki są sobie równe, mamy do czynienia ze stanem zrównoważenia rynku.

1.1.2. Empiryczna weryfikacja modeli rynku z cenowym indykatorem nierównowagi

Zaproponowane mierniki nierównowagi znalazły swoje potwierdzenie w empirycznych badaniach rynku, opartych na danych statystyki rynkowej z lat 1960-1977. Dowodzą tego wyniki badań zawarte w pracach wzmiankowanych w przyp. 1 i 2. I tak na przykład równanie popytu na nabiał i jaja (CZJ) zawiera obok dochodów ludności (Y) zmienną G, określającą stopień nadwyżkowego popytu, której parametr ma właściwy znak (-) oraz istotną wartość⁴

$$\begin{array}{lcl} \text{CZJ} = 20\,539 + 0,033 Y - 3871 G & R^2 = 0,936 & (1.18) \\ (13,05) \quad (9,94) & & D-W = 0,850 \\ & & (3,85) \end{array}$$

W równaniu podaży ta sama zmienna - spożycie ludności (CZJ) objaśniona została przez wielkość sprzedaży detalicznej (SUZJ) oraz miernik nierównowagi (H). I tutaj zaproponowany indyktor cenowy znalazł uzasadnienie:

$$\begin{array}{lcl} \text{CZJ} = 32\,476 + 0,334 \text{SUZJ} - 22\,781 H & R^2 = 0,917 & (1.19) \\ (18,79) \quad (5,28) & & D-W = 1,142 \\ & & (3,90) \end{array}$$

Istotność parametru stojącego przy zmiennej zbudowanej na podstawie różnic między cenami detalicznymi i targowiskowymi jest dowodem na to, że w okresie objętym próbą sposób określania nierównowagi na rynku nabiału i jaj był poprawny. Podobnie zakupy omawianych dóbr w handlu uspołecznionym (SUZJ) jako funkcja wielkości konstrukcji (CZJ) oraz cen realnych (PUZJ) dobrze opisują transakcje kupna - sprzedaży w detalu:

$$\begin{array}{lcl} \text{SUZJ} = 101,60 + 1,24 \text{CZJ} - 125\,744 \text{PUZJR} - 2935 \text{IGJ} & R^2 = 0,970 & (1.20) \\ (5,62) \quad (11,55) & & D-W = 1,767 \\ & & (7,79) \quad (2,75) \end{array}$$

Przy prognozie popytu na nabiał i jaja zgłaszanego przez ludność w uspołecznionych jednostkach handlu detalicznego należałoby uwzględ-

⁴ W nawiasach podano wartość statystyki t-Studenta.

dní wartość niedoboru podaży wynoszącą 2935 mln zł, w sytuacji, gdy cena targowiskowa nabrała i jaj jest wyższa o 1 procent od ceny detalicznej.

Podobnie analiza oszacowań parametrów funkcji konsumpcji mięsa i przetworów mięsnych (CZM) potwierdza przydatność w okresie próby zdefiniowanego wzorem (1.9) indykatora nierównowagi:

$$\text{CZM} = 20\,043 + 0,106 Y - 15\,533 \text{ PMR} - 485,25 G \quad (1.21)$$

$$(4,70) \quad (25,25) \quad (2,66) \quad (5,55)$$

$$R^2 = 0,997$$

$$D-W = 1,816$$

Również parametry stojące przy zmiennej zerojedynkowej w równaniu opisującym proces sprzedaży detalicznej mięsa i przetworów okazały się istotne. W sytuacji nadwyżki popytu wartość niezrealizowanego zapotrzebowania na artykuły mięsne nabywane w uogólnionym handlu detalicznym (SUZM) wyniosła 2637 mln zł dla okresu próby 1960-1977:

$$\text{SUZM} = 56\,966 + 0,088 Y - 33\,709 \text{ PMR} - 0,409 \text{ CX}_1 - 2637 \text{ IGM} \quad (1.22)$$

$$(6,77) \quad (34,08) \quad (6,46) \quad (3,17) \quad (2,83)$$

$$R^2 = 0,959$$

$$D-W = 1,988$$

gdzie:

- Y - dochody ludności,
- PMR - ceny realne mięsa,
- CX - spożycie naturalne.

Na rynku warzyw, owoców, przetworów i ziemniaków w większości równań zawierających zmienne opisujące stan niezbilansowania danego szczebla rynku nie potwierdziło się przypuszczenie o istotnym wpływie różnic cen detalicznych i targowiskowych. W ostatnich kilku latach nie istnieje w zasadzie sprzedaż wolnorynkowa mięsa. Występuje tutaj czarny rynek, ale brak jest wiarygodnych informacji o cenie czarnorynkowej, która tylko częściowo pełni rolę ceny równowagi (problem ryzyka sprzedaży). Ponadto na większości rynków ceny detaliczne zmieniały się w sposób podobny do cen targowiskowych.

Podobne badanie empiryczne przeprowadzone na zwiększonej próbie czasowej 1960-1982 tylko częściowo potwierdziło przydatność tego

typu analizy ekonometrycznej. I tak na rynku mięsa i przetworów indyktor nierównowagi oparty na różnicy cen okazał się w zasadzie nieistotny. Na szczeblu sprzedaży detalicznej w funkcji popytu ograniczono się wyłącznie do objaśnienia obrotów detalicznych sprzedażą opóźnioną o jeden rok, cenami detalicznymi oraz zmienną IM zdefiniowaną wzorem (1.17):

$$\text{SUZM} = 6687 + 0,98 \text{SUZM}_{-1} - 3609 \text{PUZM} - 256,5 \text{IM} \quad (1.23)$$

(2,19) (18,91) (2,31) (0,15)

$$R^2 = 0,961$$

$$D-W = 1,338$$

W funkcji podaży interesujący nas parametr przy zmiennej IHM (indyktor nierównowagi) okazał się też nieistotny:

$$\text{SUZM} = 7034 + 0,967 \text{SRZM} - 356,6 \text{PUZM} - 641,0 \text{IHM}$$

(4,96) (41,12) (0,51) (0,79)

$$R^2 = 0,981$$

$$D-W = 0,408$$

Taki wynik jest efektem zmian cen detalicznych, jakie ostatnio nastąpiły, prowadzących do zrównania cen detalicznych z wolnorynkowymi (a nawet czarnorynkowymi).

Znacznie lepsze rezultaty uzyskano na rynku nabiału i jaj, gdzie współczynnik stojący przy cenowym indykatorze nierównowagi ma właściwy znak oraz istotną wartość. Z funkcji popytu wynika, że w sytuacji, gdy mamy nadwyżkę popytu nad podażą, wielkość niezaspokojonego popytu na szczeblu dostaw rynkowych (SRZJ) wynosi wówczas 17 282 mln zł :

$$\text{SRZJ} = -426,98 + 105 \text{SUZJ} - 17\,282 \text{IJ} \quad (1.24)$$

(0,32) (23,38) (2,12)

$$R^2 = 0,968$$

$$D-W = 1,336$$

Na rynku ziemniaków, charakteryzującym się na ogół dostateczną podażą, zapotrzebowanie na te produkty określono za pomocą sprzedaży detalicznej (SUZK) opóźnionej o jeden okres, relacji cen deta-

licznych i targowiskowych (XK) oraz zmiennej charakteryzującej stopień niezbilansowania rynku GK (por. formułę 1.9):

$$\text{SUZK} = 2398 + 0,796 \text{ SUZK}_{-1} - 1467 \text{ XK} - 5,36 \text{ GK} \quad (1.25)$$

(1,91) (6,59) (1,65) (1,21)

$$R^2 = 0,835$$

$$D-W = 1,837$$

I tak w sytuacji, gdy obserwujemy niedostateczną podaż na rynku ziemniaków popyt nadwyżkowy szacuje się na poziomie 5360 tys. zł.

Zaprezentowany model rynku w nierównowadze jest dowodem celowości stosowania cenowych indykatorów nierównowagi wyłącznie dla tych dóbr, dla których istnieje wolny rynek. Może to być rynek ziemniaków, warzyw i owoców czy też nabiału i jaj. Przestał natomiast nim być rynek mięsny. Stąd powstaje konieczność szukania innych metod szacowania niezaspokojonego popytu. Jedną z możliwości może być badanie relacji dostawy (sprzedaż) - dochody ludności, co będzie przedmiotem dalszych badań nad rynkiem żywności.

1.2. Cena a sprzedaż detaliczna w warunkach nierównowagi rynku - częściowa identyfikacja systemu popyt - podaż

1.2.1. Ekonometryczny model sprzedaży z jedną zmienną egzogeniczną

Ekonometryczny model rynku oraz specjalne metody konstrukcji i estymacji parametrów funkcji popytu i podaży w sytuacji rynku nie-zrównoważonego są coraz częściej przedmiotem badań ekonometrii stosowanej⁵.

⁵ Por. Michałak, Starzyńska, Ekonometryczna analiza procesów ekonomicznych..., s. 37-46; A. Welfe, Ekonometryczna analiza popytu na dobra nieżywnościowe w warunkach niedostatecznej podaży, "Wiomości Statystyczne" styczeń 1984, nr 1, s. 19-22; W. Welfe [red.], Ekonometryczne modele rynku. Modele popytu konsumpcyjnego i równowagi rynkowej, t. 3, Warszawa 1982, s. 176-225.

Celem przedstawionych w tym paragrafie rozważań jest próba oszacowania reakcji popytu i podaży na zmiany cen detalicznych w handlu uspołecznionym w sytuacji, gdy nie wiemy dokładnie, czy mamy do czynienia z popytem, czy też z podażą na danym rynku cząstkowym. W tym celu wykorzystano współczynniki funkcji sprzedaży detalicznej i na ich podstawie określono przedziały liczbowe dla nieznanymi parametrów stojących przy zmiennej cenowej w równaniu popytu i w równaniu podaży⁶. Rozważmy dwa równania określające zależność zrealizowanej sprzedaży od ceny⁷:

$$Q_t = \alpha + \beta P_t + \varepsilon_t \quad (1.26)$$

$$Q_t = \gamma + \theta P_t + U_t$$

$$t = 1, \dots, T$$

gdzie:

Q_t - sprzedaż detaliczna w handlu uspołecznionym,

P_t - cena detaliczna (wskaźnik cen 1977 = 1,00),

ε_t i U_t - nieskorelowane zmienne losowe o rozkładzie normalnym ze średnimi równymi zero i wariancjami: σ_ε^2 i σ_U^2 .

Równania te odpowiadają dwóm sytuacjom rynkowym, a mianowicie:

Q_t - indentyfikowana będzie jako realizacja popytu, jeżeli parametr stojący przy zmiennej cenowej będzie dodatni.

Załóżmy dalej, że wprowadzamy do analizy dodatkowy czynnik:

$$\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 X_t \quad (1.27)$$

$$\gamma = \gamma_0 + \gamma_1 X_t$$

przy czym X_t będzie zmienną oddziałującą zarówno na realizację popytu, jak i podaży. W naszym przypadku będzie to sprzedaż opóźniona o jeden okres, czyli $X_t = Q_{t-1}$

⁶ Por. E. E. Leamer, Is it a Demand Curve or is it a Supply Curve. Partial Identification through Inequality Constraints, "The Review of Economics and Statistics", vol. LXIII, August 1981, (3) s. 319-327,

⁷ Konstrukcję modelu oparto na cytowanej już pracy Leamera, zwłaszcza części dotyczącej uniwersalnej postaci modelu z jedną zmienną egzogeniczną, por. Leamer, op. cit., s. 322-323.

Tak więc układ równań (1.26) przekształca się w następującą formę:

$$Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \beta P_t + \varepsilon_t \quad (1.28)$$

$$Q_t = \gamma_0 + \gamma_1 X_t + \theta P_t + U_t$$

Postać zredukowana tego modelu będzie następująca:

$$P_t = [\alpha_0 + \varepsilon_t - \gamma_0 + (\alpha_1 - \gamma_1)X_t - U_t]/(\theta - \beta) \quad (1.29)$$

$$Q_t = [(\alpha_0 + \alpha_1 X_t)\theta - (\gamma_0 + \gamma_1 X_t)\beta]/(\theta - \beta)$$

W ten sposób powstała zmienna losowa (P_t, Q_t) mająca dwuwymiarowy rozkład normalny z momentami:

- nadzieję matematyczną:

$$E(P_t, Q_t) = \alpha_0 - \gamma_0 + (\alpha_1 - \gamma_1)X_t, \quad (1.30)$$

$$\alpha_0 \theta - \gamma_0 \beta + (\alpha_1 \theta - \gamma_1 \beta)X_t/(\theta - \beta)$$

- i wariancją

$$V(P_t, Q_t) = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_U^2 & \theta \sigma_\varepsilon^2 + \beta \sigma_U^2 \\ \theta \sigma_\varepsilon^2 + \beta \sigma_U^2 & \theta^2 \sigma_\varepsilon^2 + \beta^2 \sigma_U^2 \end{bmatrix} (\theta - \beta)^{-2} \quad (1.31)$$

Aby uzyskać zgodne estymatory parametrów β i θ , wyznaczono odrębne przedziały liczbowe dla ujemnej oraz dodatniej elastyczności cenowej, wykorzystując przy tym estymatory uzyskane metodą najmniejszych kwadratów regresji tzw. prostej oraz odwrotnej. W dalszej części pracy pokazano, że zbiór estymatorów uzyskanych metodą największej wiarygodności znajduje się właśnie w przedziale określonym przez współczynniki uzyskane MNK.

Utwórzmy dalej funkcję opisującą regresję cen oraz regresję sprzedaży w zależności od zmiennej egzogenicznej modelu (X_t), czyli sprzedaży opóźnionej o jeden okres:

$$P_t = f(X_t), \quad Q_t = f(X_t) \quad (1.32)$$

Parametry stojące przy zmiennej X w postaci zredukowanej równania regresji. P_t oraz Q_t względem X_t oznaczamy odpowiednio przez d_p i d_q :

$$\begin{bmatrix} s_{px}/s_x^2 \\ s_{qx}/s_x^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_p \\ d_q \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\alpha}_1 - \hat{\gamma}_1 \\ \hat{\alpha}_1 \hat{\theta} - \hat{\gamma}_1 \hat{\beta} \end{bmatrix} (\theta - \beta)^{-1} \quad (1.33)$$

co z kolei stanowi podstawę określenia $[\hat{\alpha}_1, \hat{\gamma}_1]$ w zależności od $[\hat{\theta}, \hat{\beta}]$:

$$\begin{bmatrix} \hat{\alpha}_1 \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_q - \hat{\beta} d_p \\ d_q - \hat{\theta} d_p \end{bmatrix} \quad (1.34)$$

Jak wiadomo, metoda największej wiarygodności zakłada, że momenty z próby są równe momentom z populacji generalnej. Ponieważ:

$$s_{p \cdot x}^2 = (\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2)/(\hat{\theta} - \hat{\beta})^{-2}$$

$$s_{q \cdot x}^2 = (\hat{\theta}^2 \hat{\sigma}_\epsilon^2 + \hat{\beta}^2 \hat{\sigma}_u^2)/(\hat{\theta} - \hat{\beta})^2 \quad (1.35)$$

$$s_{pq} = (\hat{\theta} \hat{\sigma}_\epsilon^2 + \hat{\beta} \hat{\sigma}_u^2)/(\hat{\theta} - \hat{\beta})^2$$

Stąd:

$$(\hat{\theta} - \hat{\beta})^2 s_{p \cdot x}^2 = \hat{\sigma}_\epsilon^2 + \sigma_u^2$$

$$(\hat{\theta} - \hat{\beta})^2 s_{q \cdot x}^2 = \hat{\theta}^2 \hat{\sigma}_\epsilon^2 + \hat{\beta}^2 \hat{\sigma}_u^2 \quad (1.36)$$

$$(\hat{\theta} - \hat{\beta})^2 s_{pq \cdot x} = \hat{\theta} \hat{\sigma}_\epsilon^2 + \hat{\beta} \hat{\sigma}_u^2$$

Pierwsze i trzecie z równań (1.36) może być zapisane jako:

$$\begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon}^2 \\ \sigma_u^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ \hat{\theta} & \hat{\beta} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} S_{p \cdot x}^2 \\ S_{pq \cdot x} \end{bmatrix} (\hat{\theta} - \hat{\beta})^2 = \begin{bmatrix} -\hat{\beta} S_{p \cdot x}^2 & -S_{pq \cdot x}^2 \\ -\hat{\theta} S_{p \cdot x}^2 & S_{pq \cdot x} \end{bmatrix} \quad (1.37)$$

co może być przekształcone w sposób następujący:

$$\hat{\theta}^2 (\hat{\beta} S_{p \cdot x}^2 - S_{pq \cdot x}) + \hat{\beta}^2 (-\hat{\theta} S_{p \cdot x}^2 + S_{pq \cdot x}) = (\hat{\beta} - \hat{\theta}) S_{q \cdot x}^2 \quad (1.38)$$

gdzie $S_{p \cdot x}^2$ i $S_{q \cdot x}^2$ są wariancjami resztowymi z próby zmiennych P i Q, a $S_{pq \cdot x}$ kowariancją tych zmiennych przy danym X.

Przekształcając równania 1.38, otrzymujemy hiperbolę dla estymatorów otrzymanych metodą największej wiarygodności:

$$(\hat{\theta} - b_{pq \cdot x}) (\hat{\beta} - b_{pq \cdot x}) = (r_{pq \cdot x}^2 - 1) S_{q \cdot x}^2 / S_{p \cdot x}^2 \quad (1.39)$$

gdzie $b_{pq \cdot x}$ jest estymatorem parametru stojącego przy zmiennej cenowej w funkcji sprzedaży, uzyskany metodą najmniejszych kwadratów, a $r_{pq \cdot x}^2$ jest kwadratem współczynnika korelacji częściowej zmiennych P_t i Q_t :

$$b = b_{pq \cdot x} = S_{pq \cdot x} / S_{q \cdot x}$$

i

$$r_{pq \cdot x}^2 = S_{pq \cdot x}^2 / (S_{p \cdot x}^2 S_{q \cdot x}^2)$$

Tak więc ocenami parametrów β i θ otrzymanymi metodą największej wiarygodności jest hiperbola (1.39) przecinająca obszar zapewniający dodatnią ocenę wariancji (1.37), a mianowicie:

$$(\hat{\beta} S_{p \cdot x}^2 - S_{pq \cdot x}) (\hat{\beta} - \hat{\theta})^{-1} (\hat{\theta} - \hat{\beta})^2 \geq 0 / : S_{p \cdot x}^2 (\hat{\theta} - \hat{\beta})^2$$

$$(\hat{\beta} - \frac{S_{pq \cdot x}}{S_{p \cdot x}^2}) / (\hat{\beta} - \hat{\theta}) \geq 0$$

$$(\hat{\beta} - b)/(\hat{\beta} - \hat{\theta}) \geq 0$$

i analogicznie:

$$(b - \hat{\theta})/(\hat{\beta} - \hat{\theta}) \geq 0$$

Jednak ograniczenia te są zbyt sztywne, bo wynikają także z (1.39), ponieważ $r_{pq \cdot x}^2 \leq 1$.

Hiperbola (1.39) ocen $\hat{\beta}$ i $\hat{\theta}$ przedstawiona została na rys. 1.1, przy założeniu, że b jest dodatnie. Warto zauważyć, że θ i β mogą przyjąć dowolne wartości, jednakże jeśli jeden z nich jest ustalony, to istnieje tylko jedna ocena drugiego parametru. W szczególności, jeśli jeden jest równy 0, to drugi jest równy ocenie współczynnika kierunkowego zależności odwrotnej:

$$b_r = S_{q \cdot x}^2 / S_{pq \cdot x} = b / r_{pq \cdot x}^2 \quad (1.40)$$

gdzie:

$$r_{pq \cdot x}^2 = S_{pq \cdot x}^2 / S_{p \cdot x}^2 S_{q \cdot x}^2$$

lub jeśli wiadomo, że jeden jest nieskończony, to ocena drugiego jest oceną b uzyskaną MNK.

Użyteczność ograniczeń w postaci nierówności widać jasno z rys. 1.1. Jeśli równanie pierwsze z układu (1.26) traktować jako krzywą popytu, $\beta < 0$, to tylko część hiperboli na lewo od osi θ jest istotna. Jak wynika z rysunku, ocena współczynnika kierunkowego podaży θ wyznaczona MNW musi leżeć między b_{MNK} i b_r MNK

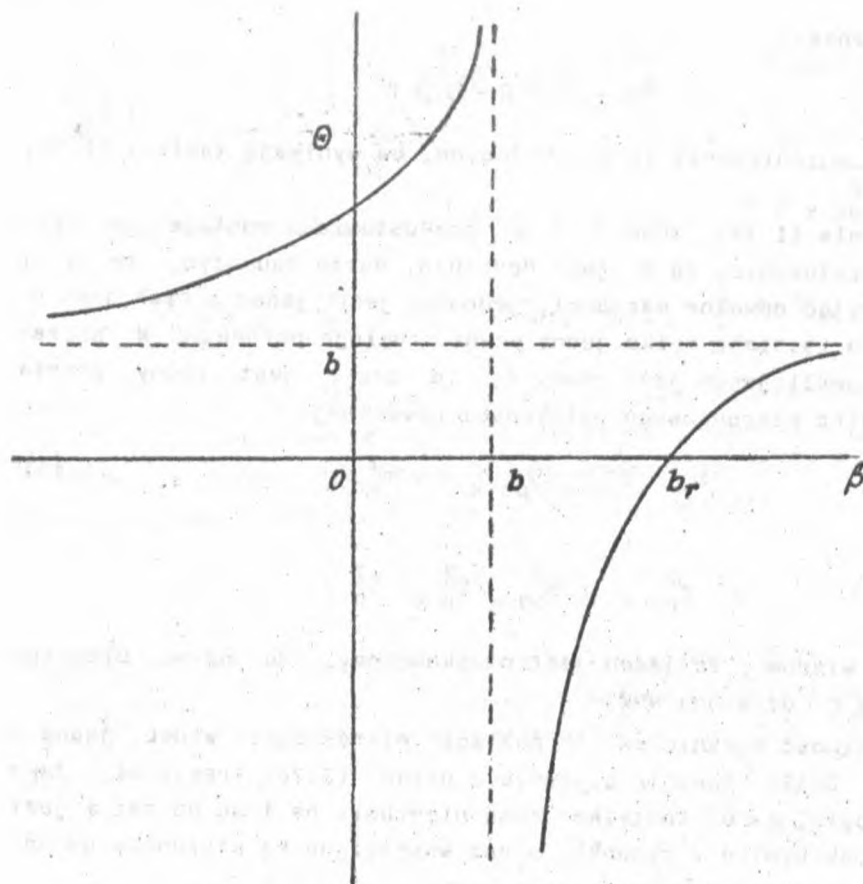
$$0 < b < \hat{\theta} < b_r$$

Wiedząc, że współczynnik kierunkowy krzywej podaży jest dodatni, $\theta > 0$, mamy ograniczenie dla β :

$$\hat{\beta} < b \quad \text{lub} \quad \hat{\beta} > b_r$$

Łącznie obie nierówności $\beta < 0$ i $\theta > 0$, przy dodatnim $b > 0$ dają nierówności:

$$-\infty < \hat{\beta} < 0 \quad \text{i} \quad 0 < b < \hat{\theta} < b_r \quad (1.41)$$



Rys. 1.1. Hiperbola ocen $\hat{\beta}$ i $\hat{\theta}$

Jeśli natomiast $b < 0$, to powyższe nierówności przybierają postać:

$$b_r < \hat{\beta} < b < 0, \quad 0 < \hat{\theta} \quad (1.42)$$

Reasumując dotychczasowe rozważania dotyczące szacowania parametrów β i θ dochodzimy do wniosku, że jeśli regresja Q względem P daje dodatni współczynnik b , to jest to przybliżone oszacowanie krzywej podaży i dane nie dostarczają istotnej informacji o

krzywej popytu. Jeśli estymator jest ujemny, to może być traktowany jako przybliżona ocena współczynnika kierunkowego popytu i uważa się, że próba nie zawiera istotnej informacji o krzywej podaży. Przy ogólnych założeniach estymatory MNW są zgodne i również ograniczenia dla poszukiwanych parametrów β i θ są zgodne⁸.

Ponieważ parametry $(\hat{\beta}, \hat{\theta})$ znajdują się na hiperboli (rys. 1.1), wyznaczonej metodą najmniejszych kwadratów, to również współczynniki stojące przy zmiennej X można obliczyć wykorzystując formułę (1.34).

Dzięki takiej interpretacji równania (1.34) można pokazać, że jeśli $\hat{\beta}$ jest oszacowaniem ustalonym na poziomie wartości uzyskanych metodą najmniejszych kwadratów, wtedy $\hat{\alpha}_1$ jest również równe wartości uzyskanej MNK, oraz jeśli $\hat{\beta}$ jest estymatorem współczynnika regresji odwrotnej, to również $\hat{\alpha}_1$ pochodzi z regresji odwrotnej. Oszacowania MNK $= \hat{\alpha}_1$ przy danym β powstają z równania regresji $Q_t - \beta P_t$ względem X_t :

$$\hat{\alpha}_1 = S_x^{-2} [S_{xq} - \beta S_{xp}] = d_q - \beta d_p, \quad (1.43)$$

co jest właśnie równaniem (1.34). Estymator regresji odwrotnej $\hat{\alpha}_1$ wyznaczamy najpierw poprzez szacowanie równania regresji odwrotnej $P_t = (Q_t - \alpha_0 - \alpha_1 X_t - \varepsilon_t)/\beta$ i dalej $\hat{\alpha}_1$ będzie współczynnikiem przy X podzielonym przez współczynnik stojący przy Q . Znając β , estymator ten będzie wyznaczony z regresji $P_t - \beta^{-1} Q_t$ względem X_t :

$$\hat{\alpha}_1 = -\beta S_x^{-2} [S_{xp} - \beta^{-1} S_{xq}] = d_q - \beta d_p \quad (1.44)$$

co również jest równaniem (1.34).

Następnie wykorzysta się znajomość wartości α_1 i γ_1 do estymacji β i θ . Tradycyjną restrykcją identyfikowalności jest to, aby współczynnik stojący przy zmiennej egzogenicznej był równy zero w jednym z równań. Jeśli α_1 jest równe zero, to (1.34) wyznacza estymator β :

$$\hat{\beta} = d_q/d_p = b_{IV} \quad (1.45)$$

⁸ Łatwo to można wykazać wykorzystując fakt, że b i b_* są zgodnymi estymatorami odpowiednich momentów populacji. Por. Cramer, op. cit., s. 321.

Przedziały dla parametrów $\hat{\beta}$ i $\hat{\theta}$ uzyskane metodą największej wiarygodności

$$\beta < 0, \theta > 0, \alpha_1 > 0, \gamma_1 > 0$$

Estymatory			Założenia	Przedziały dla $\hat{\beta}$		Przedziały dla $\hat{\theta}$	
b	b_p	b_{IV}		minimum	maximum	minimum	maximum
+	+	+	$b_r < b_{IV}$	$-\infty$	0	b	b_r
+	+	+	$b < b_{IV} < b_r$	$-\infty$	b_H	b	b_{IV}
+	+	+	$b_{IV} < b$	.	nie ma rozwiązania	.	.
+	-	+		.	nie ma rozwiązania	.	.
+	-	-		b_{IV}	0	b_H	b_r
-	+	+		b_r	b_H	0	b_{IV}
-	+	-		.	nie ma rozwiązania	.	.
-	-	+	$b < b_{IV}$	.	nie ma rozwiązania	.	.
-	-	-	$b_r < b_{IV} < b$	b_{IV}	b	b_H	∞
-	-	-	$b_{IV} < b$	b_r	b	0	∞

Źródło: Por. E. E. Leamer, Is it a Demand Curve or is it a Supply Curve. Partial Identification through Inequality Constrains, "The Review of Economics and Statistics" August 1981, vol. LXIII, tab. 1.5, s. 323, gdzie: $b_{IV} = \frac{dq}{dp}$, d_p , d_q - współczynniki stojące przy zmiennej egzogenicznej modelu (X) w równaniach regresji Q_t i P_t względem X_t , b_r - współczynnik tzw. regresji odwrotnej, a więc regresji cen względem wielkości zrealizowanej (Q_t) oraz zmiennej egzogenicznej modelu, wyznaczony na podstawie formuły (1.40), b_H - współczynnik wyznaczony na podstawie formuły (1.46).

Drugie równanie wyznacza θ przy danym b_{IV} i wykorzystaniu hiperboli (1.39):

$$\hat{\theta} = b_H = b_{pq \cdot x} + (r_{pq \cdot x}^2 - 1) s_q^2 / s_{p \cdot x}^2 (b_{IV} - b_{pq \cdot x}) \quad (1.46)$$

Korzystając z powyższych zależności i zakładając, że $\theta > 0$, $\beta < 0$ oraz $\alpha_1 > 0$, $\gamma_1 > 0$, można skonstruować przedziały estymatorów MNW parametrów β i θ . Zbiór możliwych rozwiązań zawarto w tabl. 1.1.⁹ Brak rozwiązania oznacza, że momenty z próby nie spełniają wymaganych założeń co do wartości β i θ .

1.2.2. Empiryczna weryfikacja modelu sprzedaży na przykładzie wybranych rynków żywnościowych

W tej części opracowania wykorzystano i zweryfikowano zaprezentowaną w poprzednim punkcie specyfikację modelu na podstawie danych statystyki rynkowej z lat 1960-1982. Ekonometryczną analizę popytowych i podażowych relacji na kilku wybranych rynkach częściowych przeprowadzono na podstawie sprzedaży detalicznej w uśrednionym handlu rynkowym, wyrażonej w cenach stałych z roku 1977. Obroty detaliczne objaśniono za pomocą relacji cen detalicznych (wskaźnik dynamiki cen, 1977 = 1,00) oraz opóźnionej o jeden okres sprzedaży w detalu również w cenach stałych. Znak stojący przy zmiennej cenowej w równaniu popytu będzie oczywiście ujemny, w równaniu podaży dodatni. Zakłada się ponadto, że zmienna egzogeniczna opóźniona, odzwierciedlająca w jakimś stopniu przyzwyczajenia konsumentów, ma wpływ dodatni na popyt, z kolei wielkość oferowanej podaży z okresu poprzedniego może stanowić przesłankę kształtowania się dostaw, a więc i sprzedaży w danym roku. Efekt tej orientacji handlu jest również dodatni.

Ograniczenia dotyczące liczby zmiennych oraz sposobu określenia relacji popytowo-podażowych, głównie ograniczenie wynikające z założenia o konieczności wprowadzenia takich samych zmiennych obja-

⁹ Wykorzystując równanie (1.26) znak α_1 i γ_1 wyznacza kwadrat (b_{IV} , b_{IV}), w którym znajduje się ($\hat{\beta}$, $\hat{\theta}$). Jeśli $\alpha_1 > 0$ i $\gamma_1 > 0$, to $d_q - \hat{\beta} d_p > 0$ i $d_q - \hat{\theta} d_p > 0$. Te ograniczenia wyznaczają zbiór estymatorów, wiedząc że $\hat{\beta} < 0$, $\hat{\theta} > 0$.

śniąjących w równaniach popytu i podaży, prowadzą do pewnych trudności, przejawiających się w nie zawsze dostatecznie wysokiej wartości współczynnika determinacji czy też zapewnieniu odpowiedniego poziomu współczynnika stojącego np. przy zmiennej opóźnionej. W tabeli 1.1. umieszczono oszacowania parametrów regresji sprzedaży detalicznej względem cen i sprzedaży opóźnionej o jeden okres.

T a b e l a 1.1.

Estymatory parametrów regresji sprzedaży detalicznej
względem cen i sprzedaży opóźnionej o 1 okres
(postać strukturalna)

Rodzaj rynku	Oszacowania wartości parametrów przy zmiennych		R^2	D-W
	cena detaliczna (1977 = 1.00)	sprzedaż detaliczna (mln zł)		
Nabiał, jaja	-10 333 (32,6)*	1,136 (74,63)	0,997	1,885
Mięso i przetwory	-3 744 (3,02)	0,985 (21,0)	0,961	1,316
Ryby i przetwory	-946 (6,85)	1,015 (12,88)	0,944	2,310
Tłuszcze	-337 (1,79)	0,928 (20,54)	0,957	1,577
Ziemniaki	-143 (1,66)	0,919 (9,66)	0,832	2,032

* W nawiasach podano wartości statystyki t-Studenta.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne na podstawie danych statystyki rynkowej z lat 1960-1982.

Zaprezentowane wyniki wskazują, że dobór zmiennych w modelu sprzedaży nie jest najgorszy ze względu na dość wysoką wartość współczynnika determinacji (R^2), istotne oszacowania parametrów oraz znaczny poziom współczynnika Durбина-Watsona. Interesująca nas z punktu widzenia celu pracy ocena współczynnika krańcowej reakcji popytu na zmiany ceny ma znak ujemny, co świadczy o realizowaniu się na ogół popytu na tych rynkach. Przyjęcie jednak tej wartości jako "krańcowej cenowej elastyczności popytu" byłoby niedoszacowaniem poziomu tej elastyczności ze względu na brak zgodności ocen uzyskanych MNK.

Ze względu na konieczność dalszych obliczeń zmiennych dla uzyskania zgodnych przedziałów dla współczynników β i θ , określają-

nych reakcję popytu i podaży na zmiany ceny, dokonano oszacowań regresji odwrotnej, a więc cen względem sprzedaży bieżącej i opóźnionej o jeden rok (tab. 1.2).

T a b e l a 1.2

Estymatory parametrów regresji odwrotnej
(cen względem sprzedaży bieżącej i opóźnionej o 1 rok)

Rodzaj rynku	Oszacowania wartości parametrów przy zmiennych		R^2	D-W
	sprzedaż detaliczna bieżąca (mln zł)	sprzedaż detaliczna opóźniona o 1 rok (mln zł)		
Nabiał i jaja	-0,0011 (38,32)	-0,0009 (32,6)	0,987	2,037
Mięso i przetwory	-0,00086 (3,02)	0,0009 (3,40)	0,406	1,757
Ryby i przetwory	-0,00075 (6,86)	0,0081 (7,66)	0,756	2,126
Tłuszcze	-0,0043 (1,79)	0,0043 (1,89)	0,161	1,129
Ziemniaki	-0,0088 (1,66)	0,0011 (2,04)	0,186	0,868

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 1.1.

Regresja ta ma znacznie gorsze oszacowania, gdyż konieczne było pominięcie szeregu podstawowych czynników kształtujących ceny (wymóg formalny).

Zgodnie z formułą (1.22) konieczne są jeszcze dodatkowe obliczenia związane z estymacją parametrów regresji cen i sprzedaży względem zmiennej egzogenicznej modelu, to jest sprzedaży detalicznej opóźnionej o jeden okres. Wyniki estymacji postaci zredukowanej (d_p i d_q) zaprezentowane zostały w tab. 1.3. Wyniki te świadczą o małej "dobroci" postaci zredukowanej modelu, dlatego nie będą interpretowane ekonomicznie. Wartości współczynników liniowej zależności cen od zmiennej egzogenicznej modelu (d_p) oraz zależności sprzedaży detalicznej od tej samej zmiennej (d_q) są dodatnie i na ogół istotne. W efekcie ujemna wartość b (tab. 1.1) dodatnia d_q oraz dodatnia $b_{IV} = d_q/d_p$ (tab. 1.3) świadczą o tym, że dolną gra-

nicą krańcowej reakcji popytu na zmiany cen jest wartość b_p , zaś górną b_H . Dla współczynnika elastyczności cenowej podaży granice te są określone poprzez 0 i b_{IV} .

T a b e l a 1.3.

Estymatory parametrów regresji cen oraz regresji sprzedaży względem zmiennej egzogenicznej modelu, to jest sprzedaży detalicznej opóźnionej o jeden okres (postać zredukowana)

Rodzaj rynku	Oszacowania wartości parametrów przy zmiennej egzogenicznej modelu w równaniach	
	sprzedaży detalicznej bieżącej	cen detalicznych
Nabiał i jaja	0,8732 (9,20) $R^2 = 0,809$ D-W = 1,030	0,00025 (2,80) $R^2 = 0,281$ D-W = 1,183
Mięso i przetwory	0,9854 (17,97) $R^2 = 0,942$ D-W = 0,576	0,00013 (1,66) $R^2 = 0,122$ D-W = 1,017
Ryby i przetwory	0,8638 (9,09) $R^2 = 0,305$ D-W = 1,154	0,0016 (1,89) $R^2 = 0,151$ D-W = 0,109
Tłuszcze	0,9172 (19,44) $R^2 = 0,950$ D-W = 1,369	0,0033 (0,62) $R^2 = 0,019$ D-W = 0,921
Ziemniaki	0,8786 (9,17) $R^2 = 0,808$ D-W = 1,583	0,0028 (1,21) $R^2 = 0,069$ D-W = 0,418

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 1.1.

Na podstawie oszacowań parametrów regresji prostej ($b_{pq,x}$), regresji odwrotnej (b_p), postaci zredukowanej modelu (d_p , d_q), częściowych wariancji ($S_{q,x}^2$ i $S_{p,x}^2$) oraz współczynnika determinacji częściowej $r_{pq,x}^2$ wyznaczono przedziały liczbowe dla nieznanymi wartości β i θ .

Oszacowania zawarte w tab. 1.4 dowodzą, że nie na wszystkich badanych rynkach otrzymano podobne przedziały liczbowe dla krańcowej cenowej elastyczności popytu oraz podaży. Zdecydowanie lepsze wielkości obserwujemy dla współczynnika β . Przedziały o małej rozpiętości, jakie uzyskano np. dla nabiału i jaj czy też ryb i przetworów, świadczą o dużej przydatności tej metody szacowania współ-

czynników elastyczności cenowej popytu. Znacznie gorsze rezultaty uzyskano dla elastyczności cenowej podaży, zwłaszcza dla mięsa i podrobów, nabiału i jaj oraz tłuszczów, gdzie wyznaczone przedziały liczbowe są praktycznie zupełnie nieprzydatne.

T a b e l a 1.4

Ograniczenia dla krańcowej reakcji popytu
oraz podaży na zmiany ceny detalicznej

Rodzaj rynku	Granica dla β		Granica dla θ	
	dolna	górną	dolna	górną
Nabiał i jaja	-10 501	-10 459	0	3 428
Ziemniaki	-1 147	-462	0	305
Mięso i przetwory	-11 044	-6 373	0	7 140
Ryby i przetwory	-1 327	-1 189	0	540
Tłuszcze	-2 762	-558	0	2 779

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 1.2.

Parametry stojące przy zmiennej cenowej w równaniu popytu znajdują się w przedziale określonym przez estymatory uzyskane metodą najmniejszych kwadratów regresji (prostej oraz odwrotnej) sprzedaży względem cen oraz zmiennej egzogenicznej modelu, czyli obrotów handlu detalicznego opóźnionych o jeden okres.

Reakcja popytu na zmiany cen detalicznych jest znacznie wyższa aniżeli reakcja podaży. Najwyższe wartości krańcowej elastyczności cenowej popytu zaobserwowano na rynku mięsa i jego przetworów oraz nabiału i jaj, najniższe - na rynku ryb, ich przetworów oraz ziemniaków. Na podkreślenie zasługuje fakt, że analizę przeprowadzono wyłącznie na podstawie obrotów handlu społecznionego. Nieco inne relacje wystąpią na pewno na rynku ogółem, gdzie dla niektórych dóbr niebagatelną rolę w kształtowaniu popytu i podaży odgrywa handel nieuspołeczniiony oraz targowisko.

Opracowanie zawiera również bardziej ogólne sformułowania. Interesujący jest wniosek, że wbrew przyjętym opiniom niekonieczne jest

wyznaczanie regresji sprzedaży względem cen oraz innych zmiennych popyto- lub podażyotwórczych i traktowanie wyestymowanej funkcji jako krzywej podaży albo popytu w zależności od znaku parametru stojącego przy zmiennej cenowej. Aby określić tę zależność, wystarczy tylko założyć, że kowariancja jest równa zero między składnikami losowymi w równaniach podaży i popytu. Warunek kowariancji-równej zero łącznie z ograniczeniami nałożonymi na parametry stojące przy zmiennej cenowej może służyć do częściowej identyfikacji systemu podaży - popyt.

R o z d z i a ł 2

OCENA NIEDOBORU PODAŻY DÓBR KONSUMPCYJNYCH

2.1. Prognozy jako podstawa oceny niezaspokojonego popytu na dobra trwałego użytku

2.1.1. Uwagi wstępne

W gospodarce planowej znajomość pewnych mechanizmów kształtowania się procesów ekonomicznych ma podstawowe znaczenie dla przewidywania i określania poziomów wybranych charakterystyk tychże procesów w przyszłości.

Znajomość przebiegu pewnych zjawisk ekonomicznych może mieć również duże znaczenie w tym sensie, że pozwala dostrzegać możliwość wystąpienia niekorzystnych zjawisk i sytuacji w przyszłości, z punktu widzenia gospodarczego lub społecznego.

Przewidywaniom poziomu popytu konsumpcyjnego w przyszłości towarzyszyć powinny posunięcia natury ekonomicznej i organizacyjnej, związane z podjęciem dodatkowej produkcji bądź jej zmniejszeniem. Wynikają z tego dodatkowe koszty nakładów inwestycyjnych (bądź innych) albo koszty związane z magazynowaniem nadwyżek produkcji danego dobra w przypadku jego nadmiernej podaży. Trafne przewidywanie poziomu popytu na dobra trwałego użytku ma duże znaczenie dla zachowania równowagi rynkowej. Znajomość poziomu popytu i jego struktury pozwoli na zrównoważenie siły nabywczej ludności. Istnieje możliwość wpływu na ogólną strukturę wydatków poprzez wprowadzenie na rynek nowych bądź ulepszonych przedmiotów trwałego użytku i zachęcenie potencjalnych konsumentów do zakupów nowych czy restytucyjnych.

Efektywność prognozowania związana jest z istnieniem spójnego systemu prognozowania, który łącząc w sobie różne dziedziny działalności gospodarczej, społecznej itp., pozwala na właściwe spojrzenie

w przyszłość, weryfikację prognoz częściowych dotyczących podsystemów czy nawet poszczególnych wielkości ekonomicznych. Takie kompleksowe podejście do przewidywania przyszłości pozwoli na podjęcie dodatkowych kroków związanych z produkcją pewnych dóbr oraz da możliwość przeciwdziałania (sterowania) zjawiskom niekorzystnym ze społecznego punktu widzenia.

Jak stwierdzono wyżej, znajomość i możliwość przewidywania wielkości popytu na tak dużą i mającą bardzo istotne znaczenie gospodarcze grupę dóbr, jaką stanowią dobra trwałego użytku, pozwoli na "dodatkowe spojrzenie" w sektor zatrudnienia związany z produkcją tych dóbr, na ewentualne inwestycje, modernizację, wynalazczość itd. Innymi słowy, powiązania zwrotne, jakie mają miejsce w tym zakresie, pozwolą na wzajemną weryfikację prognoz częściowych, a co za tym idzie, prognozy te stanowią mogą informację wejściową dla całego systemu gospodarczego.

2.1.2. Możliwości zastosowań modeli popytu w warunkach Polski

Poważnym problemem z ekonometrycznego punktu widzenia jest budowa bądź wybór któregoś z istniejących modeli jako instrumentu pomocnego w opisie badanego zjawiska ekonomicznego, a w następstwie – na jego podstawie wyznaczenia prognoz popytu w przyszłych okresach dla poszczególnych dóbr trwałego użytku. Zasadnicze trudności występujące w tej problematyce dotyczą na ogół materiału empirycznego jako podstawy do budowy i weryfikacji modelu ekonometrycznego.

Znane w literaturze modele przyczynowo-skutkowe zawierają pewne parametry (np. stopa zużycia) lub zmienne, których wielkości w poszczególnych okresach są trudne do poprawnego określenia. Wynika to z braku odpowiednich informacji statystycznych. Uzyskanie tych informacji związane jest z przeprowadzeniem badania ankietowego, które i tak nie rozwiąże całkowicie problemu, jako że takie wielkości, jak stopa zużycia czy wielkość zasobów, ulegają zmianom w czasie pod wpływem całego szeregu czynników nań oddziałujących. Stąd też zastosowanie takich modeli w warunkach polskich nie przyniosło zadowalających rezultatów¹⁰. Drugim problemem związanym z wykorzy-

¹⁰ Por.: M. O p a r a, Ekonometryczna analiza popytu na wybraną grupę radioodbiorników, "Przegląd Statystyczny" 1966; E. P o r a z i ń s k a, Własności typowych funkcji stosowanych w badaniach ekonometrycznych, "Zeszyty Naukowe UŁ" 1973, S. III, nr 19.

staniem modeli przyczynowo-skutkowych do predykcji jest znana powszechnie trudność poprawnego określania poziomu zmiennych objaśniających w okresie prognozowania.

Druga grupa modeli dotycząca preferencji konsumentów jest dość kłopotliwym instrumentem prognozowania, gdyż opiera się na badaniach ankietowych. Badania takie wymagają dużych wysiłków organizacyjnych, a ich zasięg i rozmiar bywa niewielki. Rezultaty osiągane w ten sposób są zapewne obciążone znacznymi błędami, duża liczba czynników mających wpływ na postępowanie i gusty konsumentów powoduje zmianę preferencji konsumentów w czasie. Wynika z tego, że przy prognozowaniu krótkookresowym bądź średniookresowym należałoby odpowiednio często przeprowadzać badania ankietowe. W tej sytuacji "uprzywilejowaną" grupą modeli stają się modele trendu. Nie wyjaśniają one przyczyn kształtowania się poziomu badanego zjawiska, ale przyczyny te, nie ujawnione w modelu, tkwią w nim. Stanowią one wygodny i coraz szerzej wykorzystywany instrument prognostyczny.

Celem opracowania jest określenie wielkości niedoboru podaży wybranych dóbr lub grup dóbr trwałego użytku poprzez porównanie prognoz popytu z zaobserwowanymi dostawami albo sprzedażą. Wielkości te ujęte są w jednostkach naturalnych w tys. sztuk. Podstawą do szacowania parametrów modeli są szeregi czasowe wzięte z "Roczników Statystycznych" za lata 1955-1978, 1970-1978 oraz 1955-1981. Dla większości dóbr istnieją informacje o wielkości sprzedaży, dla niektórych wielkości dostaw na rynek. Począwszy od roku 1981 obserwuje się spadek wielkości sprzedaży we wszystkich grupach dóbr trwałych. Chcąc określić wielkość niedoboru podaży poszczególnych dóbr zakłada się, że wielkość popytu znajduje się na poziomie równym prognozie wyznaczonej z oszacowanych modeli na podstawie szeregu czasowego za lata 1955-1978, a w niektórych przypadkach - co wynika z dostępności danych empirycznych - szeregu 1970-1978.

2.1.3. Prognozy na podstawie wybranych modeli trendu

Z dużej grupy najczęściej stosowanych modeli trendu wybrano te, które są przedstawicielami pewnej klasy modeli¹¹. Ich przebieg w zależności od wartości parametrów odpowiada teoretycznym rozważaniom

¹¹ Patrz W. W e l f e, [red.], Ekonometryczne modele rynku..., t. 3.

odnośnie do przebiegu procesu zakupów określonych dóbr trwałych przez konsumentów. Teoretyczne rozważania i postawione hipotezy odnośnie do charakteru krzywych kształtowania się zakupów dóbr w czasie są wynikiem implikacji z rozważań nad procesami gromadzenia zasobów. Naczelna hipoteza związana z analizą gromadzenia zasobów dóbr trwałych brzmi: "Prędkość gromadzenia zasobów przez konsumentów jest proporcjonalna do różnicy między liczbą konsumentów a ilością dobra trwałego będącego w posiadaniu konsumentów".

$$\frac{dg}{dt} = [m(t) - q] \cdot \alpha$$

gdzie:

α - parametr,

$m(t)$ - liczba jednostek konsumpcyjnych w roku t ,

q - zasób dobra.

Schemat wynikania można przedstawić następująco: hipoteza gromadzenia zasobów $\rightarrow$ hipoteza przebiegu procesu popytu $\rightarrow$ wybór modeli odpowiadających hipotezom popytu.

Z wielu rodzajów funkcji możliwych do przyjęcia jako hipotezy wynikające z powyższego wnioskowania wybrano i weryfikowano następujące:

$$q_t = \frac{\alpha_1}{t+k} + \frac{\alpha_2}{(t+k)^2} \quad (2.1)$$

$$\ln q_t = \alpha_0 + \frac{\alpha_1}{t+k} + \alpha_2 \ln(t+k) \quad (2.2)$$

$$\ln q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(t+k) + \alpha_2 \ln^2(t+k) \quad (2.3)$$

$$\ln q_t = \alpha_0 + \frac{\alpha_1}{t+k} + \alpha_2 \ln(t+k) + \alpha_3 \cdot Z \quad (2.4)$$

$$\ln q_t = \alpha_0 + \frac{\alpha_1}{t+k} + \alpha_2 \ln(t+k) + \alpha_3 \cdot Z \cdot t \quad (2.5)$$

$$\ln q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(t+k) + \alpha_2 \ln^2(t+k) + \alpha_3 \cdot Z \quad (2.6)$$

$$\ln q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(t+k) + \alpha_2 \ln^2(t+k) + \alpha_3 \cdot Z \cdot t \quad (2.7)$$

gdzie:

$$k \in [0, 5, 10],$$

Z - zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 w okresach niedostatecznej podaży bądź dla okresów gwałtownych zmian poziomu popytu,

q_t - wielkość popytu w roku t (sprzedaży lub dostaw na rynek).

W wyniku weryfikacji wyciągnięto wniosek, iż najlepszymi są modele (2.2) oraz (2.3) wraz z odmianami w postaci dołączenia zmiennej zerojedynkowej.

W ostatnim etapie badania rozszerzono zakres, powiększając listę badanych dóbr bądź grup dóbr do czternastu. Przeprowadzono estymację i wyznaczono prognozy popytu na następujące dobra trwałego użytku: wózki dziecięce, maszyny do szycia, chłodziarki domowe, pralki i wirówki, odkurzacze, aparaty fotograficzne, zegarki na rękę, motorowery i motocykle, rowery bez dziecięcych, radioodbiorniki, telewizory, freterki, magnetofony - stosując następujące modele:

$$\ln q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(t+k) + \alpha_2 \ln^2(t+k) + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

$$\ln q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{t+k} + \alpha_2 \ln(t+k) + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

gdzie:

q_{it} - wielkość sprzedaży dobra i -tego w tys. sztuk w roku t ,

t - zmienna czasowa,

k - 0, 5, 10 parametr.

Uzmiennianie parametru k pozwala na lepsze oszacowanie wyrazu wolnego. Ze względu na zaistniałe zmiany warunków rynkowych, zmiany tempa wzrostu dochodów ludności oraz innych czynników kształtujących popyt konsumpcyjny, oszacowano powyższe modele także tylko na podstawie szeregu czasowego za lata 1970-1978. W poprzednich etapach badania zmiany (gwałtowne) w szeregach czasowych objaśniano wprowadzaniem do powyższych modeli zmiennej zerojedynkowej. Ze względu na to, że więcej szeregów czasowych zawiera wahania spowodowane zmianami jednorodności badanego dobra (poprzez rozszerzenie asortymentu, wprowadzanie nowości bądź odmian - np. telewizory kolorowe) zamiast modyfikacji zasadniczych modeli poprzez wprowadzenie zmiennej zerojedynkowej wraz z trendem, dokonano próby estymacji modeli na "obciążonym" materiale statystycznym - skróconym szeregu czasowym (dane za ostatnie lata) - innymi słowy założono, że zjawisko gromadzenia zasobów począwszy od pewnego momentu zaczęło się "od nowa". Poniższe wybrane wyniki otrzymano na podstawie danych zaczer-

pniętych z "Roczników Statystycznych" za lata 1955-1978, a także na podstawie szeregów obciętych za lata 1970-1978, po uwzględnieniu zmian zapasów.

Poniżej podano oszacowania parametrów, wartości sprawdzianu t-Studenta Współczynnik determinacji R^2 , statystykę Durbina-Watsona tam, gdzie przyjąć należy hipotezę o istnieniu autokorelacji, podano granicę dolną i górną prognozy jako końce przedziału ufności przy współczynniku ufności $1 - \alpha = 0,95$. Wartości krytyczne testu t-Studenta oraz Durbina-Watsona

$$t(\alpha = 0,05, n-k = 21) = 2,08, \quad t(\alpha = 0,05, n-k = 6) = 2,447$$

$$d(L, n = 20) = 1,1 \quad du = 1,54 \quad d(L, n = 15) = 0,95 \quad du = 1,54$$

Wózki dziecięce

$$\ln q_1 = \frac{1,891}{(6,61)} - \frac{9,448}{(6,39)} \ln(t+10) + \frac{1,619}{(6,56)} \ln^2(t+10)$$

Obliczona wartość testu t-Studenta

$$R^2 = 0,720 \quad D = 0,70 \quad n = 24$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	326	244	436
1980	346	257	466
1981	367	270	499
1982	390	285	536
1983	415	300	575

$$n = 9 \quad \ln q_1 = \frac{9,522}{(0,589)} - \frac{3,923}{(0,361)} \ln t + \frac{0,865}{(0,474)} \ln^2 t$$

$$R^2 = 0,852$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	351	258	476
1980	375	258	545
1981	400	252	634
1982	428	244	748
1983	457	234	891

Maszyny do szycia

$$\ln q_2 = 7,874 - 36,226 \frac{1}{t} - 0,336 \ln t$$

(0,592) (0,555) (0,100)

$$R^2 = 0,913 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	209	159	275
1980	218	156	303
1981	267	152	357
1982	255	146	377
1983	243	139	424

Chłodziarki domowe

$$\ln q_3 = -32,483 + 19,635 \ln(t+10) - 23,994 \ln^2(t+10)$$

(8,266) (7,417) (5,435)

$$R^2 = 0,987 \quad n = 24$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	1 090	648	1 835
1980	1 170	686	1 996
1981	1 249	721	2 162
1982	1 326	753	2 334
1983	1 401	781	2 510

$$\ln q_3 = 39,513 - 198,760 \frac{1}{t} - 7,664 \ln t$$

(2,478) (2,543) (1,913)

$$R^2 = 0,954 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	985	709	1 367
1980	990	667	1 470
1981	984	611	1 584
1982	969	549	1 709
1983	945	485	1 844

Pralki i wirówki

$$\ln q_4 = 5,776 - 4,264 \frac{1}{t} + 0,299 \ln t$$

(11,206) (6,006) (1,671)

$$R^2 = 0,931 \quad D = 0,534 \quad n = 24$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	712	349	1 451
1980	725	354	1 483
1981	738	359	1 515
1982	750	364	1 546
1983	762	368	1 576

$$\ln q_4 = -1,201 - 3,371 \frac{1}{t+5} + 2,410 \ln(t+5)$$

(0,06) (0,02) (0,51)

$$R^2 = 0,958 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	976	761	1 252
1980	1 060	782	1 437
1981	1 149	791	1 667
1982	1 241	791	1 946
1983	1 338	783	2 284

Froterki

$$\ln q_5 = -7,632 + 11,251 \ln(7+10) - 1,437 \ln^2(t+10)$$

(13,328) (12,556) (9,565)

$$R^2 = 0,995 \quad n = 23$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1978	64	54	76
1979	66	56	78
1980	68	57	81
1981	70	58	84
1982	71	59	86

$$\ln q_5 = 68,947 - 398 \frac{1}{t+5} = 15,206 \ln(t+5)$$

(4,276) (4,275) (3,951)

$$R^2 = 0,941 \quad n = 8$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1978	55	46	66
1979	52	42	65
1980	48	37	64
1981	45	32	63
1982	41	27	62

Odkurzacze

$$\ln q_6 = 3,027 - 1,132 \frac{1}{t} + 1,102 \ln t$$

(12,384) (3,362) (12,974)

$$R^2 = 0,984 \quad n = 24$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	685	489	960
1980	717	510	1 006
1981	748	532	1 052
1982	780	554	1 099
1983	812	575	1 146

Aparaty fotograficzne

$$\ln q_7 = 4,710 - 1,066 \frac{1}{t} + 0,259 \ln t$$

(11,845) (1,947) (1,873)

$$R^2 = 0,765 \quad n = 24$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	245	141	424
1980	248	143	430
1981	251	144	436
1982	253	145	442
1983	256	146	448

Motocykle i motorowery

$$\ln q_9 = 20,195 - 92,166 \frac{1}{t} = 3330 \ln t$$

(1,022) (0,952) (0,671)

$$R^2 = 0,803 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	326	217	490
1980	330	202	539
1981	332	184	599
1982	332	164	672
1983	331	145	758

Zegarki na rękę

$$\ln q_8 = 69,826 - 40,677 \ln (t+5) + 6,610 \ln^2 (t+5)$$

(2,117) (1,976) (2,060)

$$R^2 = 0,866 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	2 816	1 997	3 972
1980	3 264	2 129	5 003
1981	3 818	2 245	6 491
1982	4 500	2 346	8 631
1983	5 342	2 436	11 715

Rowery bez dziecięcych

$$\ln q_{10} = 31,583 - 146,145 \frac{1}{t} - 5,812 \ln t$$

(1,793) (1,693) (1,313)

$$R^2 = 0,884 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	1 127	784	1 619
1980	1 123	726	1 738
1981	1 111	656	1 880
1982	1 091	582	2 043
1983	1 065	509	2 228

Radiodbiorniki

$$\ln q_{11} = 12,978 - 5,786 \ln(t+5) + 1,236 \ln^2(t+5)$$

(9,977) (5,760) (6,523)

$$R^2 = 0,856 \quad n = 24 \quad D = 0,572$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	2 002	1 308	3 063
1980	2 185	1 416	3 371
1981	2 384	1 531	3 713
1982	2 600	1 653	4 091
1983	2 975	1 164	4 600

$$\ln q_{11} = -3,256 - 8,165 \frac{1}{t+10} + 3,157 \ln(t+10)$$

(0,135) (0,050) (0,575)

$$R^2 = 0,978 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	2 289	1 871	2 302
1980	2 519	1 963	3 231
1981	2 764	2 031	3 759
1982	3 024	2 078	4 400
1983	3 300	2 104	5 176

Telewizory

$$\ln q_{12} = 0,293 + 3,477 \ln t - 0,439 \ln^2 t$$

(1,414) (14,846) (7,006)

$$R^2 = 0,981 \quad n = 24$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	1 023	599	1 747
1980	1 048	611	1 800
1981	1 072	621	1 851
1982	1 094	630	1 900
1983	1 115	638	1 948

$$\ln q_{12} = 28,799 - 133,825 \frac{1}{t} - 5,104 \ln t$$

(2,954) (2,800) (2,083)

$$R^2 = 0,964 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	1 116	913	1 364
1980	1 123	882	1 429
1981	1 121	838	1 499
1982	1 111	785	1 572
1983	1 095	728	1 647

Magnetofony

$$\ln q_{13} = 3,648 - 155,791 \frac{1}{t+10} - 7,408 \ln(t+10)$$

(4,944) (5,415) (3,691)

$$R^2 = 0,983 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	662	495	886
1980	668	474	442
1981	663	443	994
1982	649	404	1042
1983	626	363	1085

Gramofony

$$\ln q_{14} = 5,503 + 0,682 \ln t - 0,392 \ln^2 t$$

(57,557) (3,861) (5,263)

$$R^2 = 0,885 \quad n = 9$$

	Prognoza w tys.	Granica dolna	Granica górna
1979	147	107	202
1980	131	94	285
1981	118	82	171
1982	106	72	159
1983	96	63	148

Dla następujących dóbr: wózki dziecięce, maszyny do szycia, aparaty fotograficzne, motorowery i motocykle nie otrzymano pełnego potwierdzenia hipotezy o przebiegu krzywej gromadzenia zasobów dóbr trwałych ze względu na duże różnokierunkowe wahania (zakłócenia) szeregów czasowych. Niewątpliwie zdecydowały o tym takie czynniki, jak niedostateczna podaż niektórych dóbr w pewnych okresach (np. maszyn do szycia, aparatów fotograficznych) bądź konkurencyjność niektórych dóbr (np. magnetofony oraz gramofony, motocykle i motorowery oraz rowery). Niektóre szeregi czasowe charakteryzują się dużymi i nieregularnymi wahaniami, być może związanymi z wielkościami importu lub eksportu. Zaprezentowano w pracy nawet te modele, które w niskim stopniu objaśniają zjawisko popytu konsumpcyjnego, chcąc w ten sposób zasygnalizować trudności w analizie niektórych dóbr trwałych. Dla pozostałych dóbr, z wyjątkiem zegarków na rękę, szacowane modele dają gwarancję trafnych prognoz. Odnosnie do zegarków na rękę, modele oszacowane na podstawie 24-letniego szeregu czasowego sprzedaży, ze względu na nieregularne i duże wahania szeregu czasowego, zostały zdyskwalifikowane. Estymując proponowane modele na podstawie szeregu "obciętego" poprawia się współczynnik determinacji R^2 , lecz wyznaczone prognozy są prawdopodobnie zawyżone.

2.1.4. Porównanie prognoz popytu z dostawami lub sprzedażą dóbr trwałego użytku

Analiza popytu konsumpcyjnego prowadzona od dłuższego okresu potwierdza hipotezy odnośnie do przebiegu krzywych kształtowania się wielkości zakupów dokonywanych przez konsumentów. Weryfikowane modele na podstawie coraz to dłuższych okresów dają zbliżone charakterystyki. Wyznaczane na ich podstawie prognozy mieściły się w niewielkim przedziale błędów prognozy (mierniki ex post). Dostateczna stabilność modeli dla poszczególnych dóbr bądź grup dóbr trwałych daje podstawę do przypuszczeń, iż zjawisko przebiegu zakupów

charakteryzuje się tym samym trendem. Załamanie się rynku na przełomie lat siedemdziesiątych i osiemdziesiątych spowodowało załamanie szeregów empirycznych obserwacji wszystkich grup dóbr. Powstaje problem, jaki byłby poziom zakupów w latach osiemdziesiątych w sytuacji bezkryzysowej?

Jako odpowiedź na to pytanie można przyjąć wielkości prognoz wyznaczone na podstawie modeli zweryfikowanych na szeregach nie obejmujących lat kryzysowych.

Drugie zagadnienie to reakcja modeli na dołączone dane empiryczne z lat 1979-1981. Rozpatrywane modele są ilustracją matematyczną hipotez odnośnie do przebiegu gromadzenia zasobów, a w następstwie ilustracją przebiegu krzywych zakupów dóbr przez konsumentów. Ogólnie można stwierdzić, że dołączenie nowych obserwacji nie wpłynęło na wielkości współczynnika determinacji R^2 . Jednak dla większości badanych dóbr prognozy wyznaczone dla tych samych lat są niższe niż prognozy wyznaczone na podstawie szeregów do roku 1978. W kilku przypadkach (dla niektórych dóbr) załamanie szeregów czasowych wpłynęło jednak na zmianę znaku wartości oszacowanych parametrów, co oznacza zmianę charakteru przebiegu krzywej wzrostu. W przypadku dwóch grup dóbr: radioodbiorników oraz magnetofonów wielkość sprzedaży przekroczyła dolną granicę prognozy w 1982. Pozostałe wielkości sprzedaży wybranych grup dóbr znalazły się w 95% przedziale ufności błędu predykcji.

W tabeli 2.1 zamieszczono wielkości sprzedaży oraz prognozy zakupów (w tys. sztuk) dóbr trwałego użytku wyznaczonych z modeli oszacowanych na podstawie szeregów czasowych za lata 1955-1978 (prognoza "78") oraz 1955-1981 (prognoza "81").

T a b e l a 2.1

Sprzedaż i prognozy zakupów dóbr trwałego użytku

Nazwa dobra	Rok	Sprzedaż	Prognoza "78"	Prognoza "81"	Względny błąd pro- gnozy "78" w %
		w tys. sztuk			
1	2	3	4	5	6
Wózki	1979	317 ^d	326		-2,8
dziecięca	1980	304	346		-13,8
	1981	266	367		-38,0

Tabela 2.1 (cd.)

1	2	3	4	5	6
	1982	320	390	335	-21,9
	1983		415	349	
	1984			364	
	1985			369	
	1986			364	
Maszyny do szycia	1979	248	209		15,7
	1980	220	218		0,9
	1981	232	267		-15,8
	1982	208	255		-22,6
	1983		243		
	1984				
	1985				
	1986				
Chłodziarki domowe	1979	982	985 ⁹		0,3
	1980	871	990		-13,6
	1981	739	984		-33,1
	1982	594	969	1 184	-63,0
	1983		945	1 124	
	1984			1 162	
	1985			1 195	
	1986			1 225	
Pralki i wirówki	1979	844	712		15,6
	1980	837	725		13,2
	1981	740	738		0,2
	1982	759	750	784	1,1
	1983		762	790	
	1984			803	
	1985			815	
	1986			828	
Odkurzacze	1979	821	685		16,5
	1980	847	717		15,3
	1981	631	748		-18,5

Tabela 2.1 (cd.)

1	2	3	4	5	6
	1982	642	780	784	-21,5
	1983		812	790	
	1984			803	
	1985			815	
	1986			828	
Aparaty fotograficzne	1979	322	245		23,9
	1980	334	248		25,7
	1981	396	251		36,6
	1982	368	253	307	31,2
	1983		256	313	
	1984			319	
	1985			324	
	1986			330	
Zegarki na rękę	1979	2 420 ^d	2 816		-11,7
	1980	2 460	3 264		-32,6
	1981	2 698	3 818		-41,5
	1982	4 487	4 500		-0,2
	1983		5 343		
	1984				
	1985				
	1986				
Motocykle, skutery, motorowery	1979	353	326		7,6
	1980	279	330		-18,0
	1981	207	332		-60,4
	1982	175	332	273	-89,7
	1983		331	278	
	1984			283	
	1985			288	
	1986			293	
Rowery bez dziecięcych	1979	1 097	1 127 ^g		-2,7
	1980	1 190	1 123		5,6
	1981	886	1 111	959	-25,4

Tabela 2.1 (cd.)

1	2	3	4	5	6
	1982	954	1 091	972	-14,4
	1983		1 065	984	
	1984			996	
	1985			1 008	
	1986				
Radioodbiorniki	1979	2 209	2 002		9,4
	1980	2 268	2 185		3,6
	1981	2 185	2 384		-9,1
	1982	1 541	2 600	2 610	-68
	1983		2 975	2 838	
	1984			3 087	
	1985			3 358	
	1986			3 645	
Telewizory	1979	929	1 023		-10,1
	1980	1 031	1 048		0,3
	1981	850	1 072		-26,1
	1982	657	1094	848	-66,5
	1983		1115	836	
	1984			824	
	1985			810	
	1986			769	
Magnetofony	1979	660	662 ⁹		-0,3
	1980	667	668		-0,1
	1981	517	663		-28,2
	1982	285	649	619	-127,7
	1983		626	609	
	1984			597	
	1985			582	
	1986			566	
Gramofony	1979	188	147 ⁹		21,8
	1980	205	131		36,1
	1981	237	118		50,2
	1982	115	106	175	7,8

Tabela 2.1 (cd.)

1	2	3	4	5	6
	1983		96	169	
	1984			163	
	1985			158	
	1986			153	

- d - brak danych o sprzedaży, zastąpiono wielkością dostaw,
 g - oznacza prognozy wykonane na podstawie szeregu obciętego - 9 ostatnich obserwacji.
 Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Błędy względne prognoz sięgają od 128% dla magnetofonów, do 60 kilku procent dla chłodziarek, radioodbiorników i telewizorów. Dla wszystkich dóbr trwałych, których sprzedaż poddana była analizie 9 (z wyjątkiem gramofonów), błędy są ujemne, co wskazuje, w odniesieniu do prognoz rynkowych na podstawie szeregów czasowych do 1978 r. na obniżenie poziomu sprzedaży. Poszerzone badanie - poprzez dołączenie obserwacji do roku 1981, daje "obraz" kształtowania się sprzedaży w latach następnych. Czy można te wielkości traktować jako prognozy wymuszonego popytu? Przy zachowaniu obecnych tendencji stabilizacji gospodarki narodowej, przynajmniej prognozy na okresy najbliższe mogą dać pogląd na spodziewaną wielkość sprzedaży.

Istnieje możliwość prognozowania przez analogię. Wielkość sprzedaży w roku 1982 można odnieść do zbliżonej zaobserwowanej wielkości w przeszłości i przy założeniu podobnego przebiegu krzywej zakupów w przeszłości oraz w latach 1983 i dalej "odczytać" spodziewaną wielkość zakupów jako wartość teoretyczną wyznaczoną z modelu.

Taki sposób wyznaczania prognozy można stosować dla dóbr, których szeregi czasowe nie podlegają gwałtownym zakłóceniom, spowodowanym dużymi dostawami z importu, jak np. zegarki na rękę bądź aparaty fotograficzne.

Duże niedobory podaży dóbr trwałych mają istotny ujemny wpływ na prędkość dochodzenia do równowagi rynkowej.

Z a ł a c z n i k

Oszacowania parametrów modeli, współczynnik R^2 na podstawie szeregów czasowych do roku 1981, na ich podstawie wyznaczono prognozy do roku 1986.

- 1) Wózki dziecięce
 $\ln y = -6,38 + 53 \frac{1}{t+10} + 2,97 \ln (t+10)$ $R^2 = 0,70$
- 2) Maszyny do szycia. Modele zdyskwalifikowano
- 3) Chłodziarki domowe
 $\ln y = 12,17 - 110,7 \frac{1}{t+10} - 0,60 \ln t+10$ $R^2 = 0,984$
- 4) Pralki i wirówki
 $\ln y = 5,69 - 4,16 \frac{1}{t} + 0,33 \ln t$ $R^2 = 0,934$
- 5) Odkurzacze
 $\ln y = 2,98 - 1,08 \frac{1}{t} + 1,12 \ln t$ $R^2 = 0,983$
- 6) Aparaty fotograficzne
 $\ln y = 4,40 - 0,71 \frac{1}{t} + 0,38 \ln t$ $R^2 = 0,776$
- 7) Zegarki na rękę. Modele zdyskwalifikowano
- 8) Motocykle, motorowery
 $\ln y = 3,98 - 0,59 \frac{1}{t} + 0,49 \ln t$ $R^2 = 0,769$
- 9) Rowery bez dziecięcych
 $\ln y = 5,63 - 0,10 \frac{1}{t} + 0,37 \ln t$ $R^2 = 0,678$
- 10) Radioodbiorniki
 $\ln y = -14,26 + 85 \frac{1}{t+10} + 5,47 \ln t+10$ $R^2 = 0,909$
- 11) Telewizory
 $\ln y = 18,97 - 78,97 \frac{1}{t+5} - 2,81 \ln t+5$ $R^2 = 0,977$
- 12) Magnetofony
 $\ln y = 42,50 - 179 \frac{1}{t+10} - 9,05 \ln t+10$ $R^2 = 0,983$
- 13) Gramofony
 $\ln y = 6,68 - 1,12 \frac{1}{t} + 0,56 \ln t$ $R^2 = 0,572$

2.2. Zastosowanie metody wag harmoniczných do oceny wielkości niedostatecznej podaży dóbr

2.2.1. Wprowadzenie

Jedną z możliwości określenia poziomu niedostatecznej podaży dóbr jest zastosowanie wyrównania szeregu czasowego oraz metody wag harmoniczných do wyznaczania prognozy kilkuletniej dla poszczególnych dóbr. Za podstawę do wyrównania szeregu czasowego przyjęto w niniejszym opracowaniu obserwacje z lat 1955-1977.

W ostatnich latach można przyjąć, że dla większości dóbr poddanych badaniu podaż była wystarczająca. Szeregi czasowe nie wyka-

zywały dużych skokowych odchyień. Operowanie średnim przyrostem spożycia do wyznaczania prognozy kilkuletniej powoduje "stały" przyrost wielkości prognozy. Gdyby nie nastąpiło załamanie rynku w roku 1980, to prognozy kilkuletnie byłyby obrazem tego co mogłoby być - wielkości spożycia. Porównując prognozy z obserwowanymi wielkościami spożycia w latach prognozowanych (błąd ex post), uzyskuje się ocenę wielkości niedoboru podaży. Szeregi empiryczne wygładzono metodą trendu pełzającego, następnie metodą wag harmonicznych wyznaczono prognozy popytu na lata 1978-1984.

Zamierzeniem autorów było wyznaczenie prognoz, dotyczących wielkości popytu na wybrane 30 dóbr konsumpcyjnych¹² na lata 1978-1984. Szeregi czasowe zostały utworzone na podstawie danych z roczników statystycznych za lata 1955-1977, określających poziom spożycia poszczególnych artykułów lub ich agregatów. Wyjątek stanowią owoce i jagody, warzywa, ziemniaki oraz ryby i ich przetwory, dla których zebrano dane za lata 1959-1977, a także magnetofony i gramofony, dla których dysponowano informacjami za lata 1970-1977. Szeregi empiryczne, będące podstawą analizy, są obserwacjami wielkości sprzedaży¹³ w ujęciu ilościowym, a w niektórych przypadkach - wielkości dostaw. Proces popytu na poszczególne dobra charakteryzuje się pewną inercją, zatem można spodziewać się zależności między wielkością spożycia a liczbą ludności, która daje opisać się za pomocą funkcji czasu.

Dlatego też w badaniu naszym spożycie badanych artykułów rozpatruje się jedynie jako funkcję czasu. Przyjęcie tego założenia jest tym bardziej uzasadnione, że analizie poddano długie szeregi czasowe oraz że wielkość spożycia w większości przypadków nie charakteryzuje się zmianami skokowymi. Pewne "załamania" szeregów czasowych dają się zauważyć jedynie dla następujących 7 spośród 30 badanych dóbr: wózki dziecięce, maszyny do szycia, pralki, pralnice i wirówki, aparaty fotograficzne, zegarki na rękę, motocykle i rowery, makaron oraz pieczywo.

¹² Szczegółowy wykaz dóbr znajduje się w tab. 2.2 i 2.3.

¹³ Do roku 1969 włącznie wielkość sprzedaży uzyskiwano korygując wielkość dostaw zapasami.

2.2.2. Metoda trendu pełzającego i wag harmonicznych

Jedną z metod konstruowania prognozy statystycznej na podstawie danych z szeregu czasowego, nie wymagającą przyjmowania a priori postaci funkcji trendu oraz ekstrapolacji na jej podstawie, jest metoda wag harmonicznych. Dodatkową jej zaletą to preferowanie informacji nowszych względem starszych, tj. pochodzących z bardziej odległych okresów w stosunku do okresu aktualnego.

Podstawą do budowy prognozy jest wyrównywanie szeregu metodą trendu pełzającego. Polega ona na wyznaczeniu zbioru prostych, których wybrane odcinki można uznać za segmenty łamanej linii trendu. Poniżej przedstawiamy algorytm postępowania przy konstrukcji prognozy metodą wag harmonicznych (por. przyp. 11).

Niech $y_1, \dots, y_n$ będzie danym szeregiem czasowym oraz k dowolną liczbą mniejszą od n .

Wyznaczamy parametry prostych:

$$y_i = a_i t + b_i \quad (2.10)$$

dla $i = 1, \dots, n - k + 1$ oraz $t = i, i + 1, \dots, i + k - 1$ metodą najmniejszych kwadratów. Zmieniające się położenia tych prostych wskazują główną tendencję rozwojową zjawiska. Obliczamy wartość każdej funkcji 2.10 w punktach $\tau = i + j - 1$, gdzie $i = 1, \dots, n - k + 1$ oraz $j = 1, 2, \dots, k$, a następnie dla $t = 1, \dots, n$, średnie określone wzorem:

$$\bar{y} = \frac{1}{m_t} \sum_{l=1}^{m_t} \hat{y}_l(t) \quad (2.11)$$

gdzie $\hat{y}_l(t)$ oznacza wartość funkcji y_l w punkcie t , a m_t jest liczbą tych par (i, j) , dla których $t = i + j - 1$, oraz $i = 1, \dots, n - k + 1$, $j = 1, 2, \dots, k$. Po połączeniu punktów $(t, \hat{y}_t)$ dla $t = 1, \dots, n$ odcinkami, otrzymujemy łamaną linię trendu.

Prognozę konstruujemy według następującego schematu:

- wyznaczamy przyrosty $w_{t+1} = \bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t$ dla $t = 1, \dots, n-1$;
- obliczamy średnią ważoną przyrostów

$$\bar{w} = \sum_{t=1}^{n-1} C_{t+1}^n w_{t+1} \quad (2.12)$$

gdzie:

$$c_{t+1}^n = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^t \frac{1}{n-i} \quad (2.13)$$

- znajdujemy prognozę

$$y^p(t) = y_{n-k+1}(n) + \bar{w}(t-n) \quad (2.14)$$

- wyznaczamy krańce przedziału ufności (d_t, g_t) dla $t > n$:

$$d_t = y^p(t) - r(\tau) S_w \quad (2.15)$$

$$g_t = y^p(t) + r(\tau) S_w \quad (2.16)$$

gdzie:

$$\tau = t-n, \quad (2.17)$$

$$r(\tau) = r \sum_{t=0}^{\tau+1} c_n^n - t, \quad (2.18)$$

$$s_w = \sqrt{\sum_{t=1}^{n-1} c_{t+1}^n (w_{t+1} - \bar{w})^2} \quad (2.19)$$

Wzór 2.14 określa przewidywany w okresie $t > n$ poziom badanego zjawiska, wyznaczony metodą wag harmonicznych..

2.2.3. Prognozy wielkości spożycia wybranych dóbr konsumpcyjnych na lata 1978-1984

Wstępna analiza szeregów empirycznych była podstawą wyboru metody trendu pełzającego, jako narzędzia do wyrównania danych i metody wag harmonicznych jako instrumentu do konstrukcji prognoz. Rozpatrywany przedział czasowy został podzielony na podokresy o długości $K = 4$ (lata), bądź $K = 5$ (lat) w przypadku spożycia mleka oraz herbaty. Wyboru K dokonano w wyniku wstępnej analizy szeregów czasowych.

Ponadto przyjęliśmy założenie, że rozkład reszt dla poszczególnych oszacowanych prostych jest normalny.

Przemawiają za tym dwie przesłanki:

- reszt jest mało i nie można zweryfikować hipotezy o normalności ich rozkładu,
- stopień dopasowania poszczególnych prostych do danych empirycznych jest dobry¹⁴.

Konsekwencją powyższego założenia jest przyjęcie we wzorze (2.18) wartości $r = 1,96$.

Wyznaczone prognozy wraz z przedziałami ufności na lata 1978-1982 (poziom ufności wynosi 0,95) dla poszczególnych dóbr oraz prognozy na lata 1983 i 1984, a także zaobserwowane wielkości sprzedaży w roku 1982 wraz z błędami względnymi prognozy¹⁵ podane są w tab. 2.2.

W roku 1982 błędy prognoz (ex post) dla różnych dóbr trwałego użytku zawierały się w przedziale 7-216%. Z wyjątkiem zegarków na rękę, których sprzedaż okazała się wyższa od prognozy, błąd wyniósł +39%. Przyczyną tego był duży import. Podaż pozostałych dóbr była niedostateczna. W roku 1982 obserwuje się wzrost błędu in minus - - kilku, a nawet kilkunastokrotny. W roku 1978 błąd względny nie przekraczał bowiem 25% dla następujących dóbr: wózki dziecięce, chłodziarki domowe, aparaty fotograficzne, gramofony.

Względny błąd prognozy dla poszczególnych dóbr żywnościowych (tab. 2.3.) w roku 1982 zawiera się w przedziale od -1,7 do -112%. Jedyne dla mleka, pieczywa i herbaty sprzedaż okazała się większa od prognozy, stąd błędy dodatnie. Dla agregatu "mięso" błąd względny wyniósł -59,6%, dla ryb i przetworów -42,4%, dla tłuszczu roślinnych -4,2%, a dla tłuszczu zwierzęcych -36%. W roku 1978 względny błąd prognozy nie przekraczał 10%. W roku 1982 wielkość tego błędu utrzymała się jedynie dla następujących dóbr: pieczywo, tłuszcze roślinne, jaja oraz warzywa. Dla pozostałych badanych dóbr błędy uległy dużym zmianom.

¹⁴ Ze względu na dużą liczbę badanych dóbr² i oszacowanych prostych wielkości współczynnika determinacji R^2 nie podajemy.

¹⁵ Błąd względny prognozy to stosunek błędu prognozy do wartości rzeczywistej wyrażony w procentach.

T a b e l a 2.2

Prognozy w tys. sztuk artykułów nieżywnościowych

Artykuł	Prognozy		1982		Prognozy	
	1981	1982	sprzedaż	błąd prognozy ^a (%)	1983	1984
1	2	3	4	5	6	7
Wózki dziecięce	411 (394, 428)	429 (411, 447)	320	-34,0	447 (428, 468)	465 (441, 487)
Maszyny do szycia	216 (208, 224)	223 (213, 231)	208	-7,2	230 (218, 238)	236 (223, 245)
Chłodziarki domowe	1 322 (1 291, 1 353)	1 393 (1 328, 1 459)	594	-134,5	1 465 (1 381, 1 540)	1 537 (1 435, 1 618)
Pralki, pralnice wirówki	915 (872, 957)	949 (899, 1008)	759	-25,0	985 (926, 1054)	1 019 (950, 1 100)
Froterki	65 (62, 68)	67 (64, 70)	-	-	69 (65, 72)	71 (67, 75)
Odkurzacze	940 (912, 968)	986 (953, 1019)	642	-53,6	1 032 (994, 1 069)	1 076 (1 035, 1 118)
Aparaty fotograficzne	405 (365, 445)	422 (382, 462)	368	-14,7	440 (400, 480)	457 (417, 497)

Tabela 2.2 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7
Zegarki na rękę	2 643 (2 529, 2 757)	2 736 (2 605, 2 877)	4 487 ^d	39,0	2 831 (2 682, 2 996)	2 929 (2 765, 3 124)
Motocykle i motorowery	372 (355, 380)	384 (367, 421)	175	-119,4	398 (379, 440)	412 (392, 461)
Rowery bez dziecięcych	2 559 (2 473, 2 646)	2 697 (2597, 2796)	954	-182,7	2 835 (2 715, 2 946)	2 976 (2 826, 3 093)
Radioodbiorniki	1 308 (1 257, 2 646)	1 354 (1 299, 1409)	1 541	121,3	1 400 (1 340, 1 462)	1 446 (1 382, 1 516)
Telewizory	1 341 (1 317, 1 370)	1 401 (1 374, 1 428)	657	-113,2	1 462 (1 437, 1 486)	1 522 (1 493, 1 548)
Magnetofony	840 (791, 890)	900 (848, 952)	285	-215,8	960 (902, 1 012)	1 020 (954, 1 072)
Gramofony	286 (181, 393)	314 (202, 426)	115	-173,0	342 (224, 456)	370 (245, 484)

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne na podstawie "Roczników Statystycznych" za lata 1956-1983.

^a - błąd względny prognozy $Bw = \frac{q_i - q_{ip}}{q} \cdot 100$, gdzie q_i - wielkość sprzedaży dobra i ,
 q_{ip} - wielkość prognozy.

^d - dostawa.

T a b e l a 2.3

Prognozy popytu na dobra żywnościowe

Dobro	Prognozy na rok w tys. ton (przedział ufności)		Dosta- wy w 1982 r.	Względny błąd prog- nozy (%) w 1982 r.	Prognozy	
	1981	1982			1983	1984
1	2	3	4	5	6	7
Mięso, podroby, przetwory	2 191,3 (2 145,7; 2 236,9)	2 276,8 (2 223,6; 2 329,9)	1 426	-59,6	2 362	2 447
Mąka pszenna	1 628,2 (1 529; 1 727)	1 684,1 (1 568; 1 799)	1 101	-52,9	1 740	1 796
Kasza i płatki	279,4 (270,2; 288,6)	288,4 (277,8; 299,0)	219	-31,5	297	306
Makaron	94,5 (90,0; 98,9)	97,3 (92,1; 102,6)	87,3	-11,5	100	102
Pieczywo	2 967,3 (2 815,5; 2 919,1)	2 894,2 (2 834,3; 2 954,0)	3 001	0,2	3 163	3 190
Tłuszcze zwie- rzęce	168,0 (165,3; 170,8)	170,4 (167,2; 173,6)	125	-36	172	175
Tłuszcze roślinne	203,9 (198,0; 209,7)	207,5 (200,7; 214,2)	199	-4,2	201	204

Tabela 2.3 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7
Ryby i przetwory	280,0 (277,0; 283,7)	287,6 (284,3; 290,9)	202	-42,4	295	304
Mleko w mln l	2 172,3 (2 144,6; 2 200,1)	2 254,4 (2 222,4; 2 286,4)	2659	15,2	2 336	2 418
Masło	267,9 (256,1; 279,7)	280,6 (267,0; 294,2)	212	-32	293	306
Jaja w mln szt.	2 135,0 (2 083,5; 2 186,5)	2 203,0 (2 096; 2 310)	2 029	-8,5	2 271	2 339
Cukier	1 263,1 (1 191,6; 1 307,6)	1 290,1 (1 196,0; 1 384)	1 094	-17,9	1 317	1 344
Herbata	20,0 (19,7; 20,2)	20,9 (20,5; 21,4)	27,2	30,5	21	22
Kawa	30,0 (28,6; 31,1)	31,0 (30,0; 32,5)	-4,2	-112,3	32	33
Ziemniaki	1 658,3 (1 591,5; 1 725,1)	1 714,7 (1 637,7; 1 791,7)	1 274	-34,6	1 760	1 816
Warzywa	755,1 (739,5; 771,8)	773,9 (754,7; 793,1)	761	-1,7	793	813

Źródło: Dostawy w 1982 r. - "Rocznik Statystyczny" [Warszawa] 1979, s. 321, tabl. 12 (482); pozostałe - obliczenia własne.

2.2.4. Uwagi końcowe

Wybrane funkcje trendu pełzającego oraz wag harmoniczných dają prognozy obarczone niewielkim błędem w tych sytuacjach, w których badany proces sprzedaży charakteryzuje się stabilnym trendem. W przypadku występowania znacznych wahań wielkości sprzedaży w odniesieniu do ogólnej tendencji rozwojowej bądź zmiany kierunku trendu w ostatnich obserwowanych okresach, należy spodziewać się znacznych błędów prognozy. Sposób wyznaczania prognozy powyższą metodą, operowanie przyrostem przeciętnym zakłada dalszy rozwój badanego zjawiska w nie zmieniającym się tempie. Wyznaczenie prognoz długo-okresowych na lata 83 i 84 daje pogląd o przewidywanych dostawach bądź popycie na poszczególne dobra. Ujemne błędy prognoz w większości przypadków badanych dóbr są efektem zaistniałego kryzysu i są wyrazicielem niedoborów tych dóbr na rynku.

R o z d z i a ł 3

MODELE KONSUMPCJI SZACOWANE NA PODSTAWIE DANYCH Z BUDŻETÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH

3.1. Modele wydatków konsumpcyjnych na podstawie zagregowanych danych przekrojowych

3.1.1. Wstęp

Badania popytu konsumpcyjnego można prowadzić na podstawie danych statystyki rynkowej oraz wyników badań budżetów rodzinnych. Dane statystyki rynkowej dostarczają informacji o wielkości, wartości i strukturze zakupowanych przez ludność towarów i usług. Za pomocą tych danych jesteśmy w stanie wyodrębnić wyłącznie tzw. popyt globalny lub średnią wielkość popytu na jednego mieszkańca¹⁶.

Modele ekonometryczne budowane na podstawie danych z szeregów czasowych pozwalają na szacowanie elastyczności dochodowych, cenowych prostych i mieszanych. Stwarzają możliwość badania zmian, jakie zachodzą w reakcjach konsumentów w czasie pod warunkiem, że weryfikowane są wielokrotnie na podstawie bogatych danych źródłowych.

Drugim podstawowym źródłem danych statystycznych, służących do ustalenia zależności między popytem a czynnikami determinującymi jego wielkość, są wyniki badań budżetów rodzinnych.

Wykorzystując ten rodzaj danych 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.

¹⁶ Ekonometria, red. M. K r z y s z t o f i a k, Warszawa 1978, s. 205.

Główną zaletą danych z budżetów rodzinnych jest to, iż zbierane są one corocznie w identycznym lub zbliżonym układzie. Umożliwia to wielokrotne weryfikowanie hipotez odnoszących się do różnorodnych prawidłowości formułowanych na

to istotne znaczenie, szczególnie w zmieniających się warunkach rynkowych. Formułując różne modele ekonometryczne, za pomocą których zamierzamy określić siłę i kierunek oddziaływania poszczególnych zmiennych na wielkość i strukturę popytu konsumpcyjnego, zakładamy zwykle a priori, że mamy do czynienia z prawidłowościami oraz że spełnione są podstawowe warunki pozwalające na wyodrębnienie tych prawidłowości. Dotyczy to m. in. ustalenia intensywności oddziaływania dochodu, cen oraz czynników demograficznych i społecznych. Przy ustalaniu wpływu wymienionych czynników przyjmujemy zwykle milcząco, iż wszystkie warunki (występuje równowaga na rynku, konsument posiada swobodę wyboru przy dokonywaniu zakupów, ma ustalone preferencje odnośnie do zakupu poszczególnych dóbr itp.) przy budowie funkcji popytu są spełnione. Rzeczywistość jest jednakże dość daleka od tego ideału. Trudno jest też jednoznacznie stwierdzić, w których okresach wszystkie warunki są jednocześnie spełnione.

Wydaaje się, że w takiej sytuacji za bardziej racjonalne postępowanie należy uznać wielokrotne, np. coroczne, przeprowadzanie badań przy uwzględnieniu tych samych modeli, w których uwzględnia się zawsze taki sam zespół zmiennych objaśniających. Pozwoli to bowiem na stwierdzenie, czy przyjęte postacie modeli są w całym badanym okresie jednakowo dobrze dopasowane do danych empirycznych oraz czy siła oddziaływania przyjętych zmiennych objaśniających jest jednakowa (zbliżona), czy też ulega określonym zmianom.

Szczególną przydatność takiego podejścia do analizy popytu konsumpcyjnego dostrzegamy dla sytuacji, jaka miała miejsce w Polsce w latach osiemdziesiątych. Można bowiem przyjąć, że w latach 1973-1979 rynek dóbr konsumpcyjnych w Polsce funkcjonował dość dobrze. Natomiast w roku 1980 wystąpiły dość intensywne zjawiska kryzysowe.

Powstaje w tym miejscu problem, który należy rozstrzygnąć. Czy za pomocą modeli, które przedstawione są w niniejszym opracowaniu, można zaobserwować zmiany występujące w wydatkach (a także w ich strukturze) ludności. Mówiąc inaczej, czy na zmiany, jakie miały miejsce na rynku dóbr konsumpcyjnych w latach osiemdziesiątych, zareagują odpowiednie oceny parametrów modeli?

R o z d z i a ł 3

MODELE KONSUMPCJI SZACOWANE NA PODSTAWIE DANYCH Z BUDŻETÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH

3.1. Modele wydatków konsumpcyjnych na podstawie zagregowanych danych przekrojowych

3.1.1. Wstęp

Badania popytu konsumpcyjnego można prowadzić na podstawie danych statystyki rynkowej oraz wyników badań budżetów rodzinnych. Dane statystyki rynkowej dostarczają informacji o wielkości, wartości i strukturze zakupowanych przez ludność towarów i usług. Za pomocą tych danych jesteśmy w stanie wyodrębnić wyłącznie tzw. popyt globalny lub średnią wielkość popytu na jednego mieszkańca¹⁶.

Modele ekonometryczne budowane na podstawie danych z szeregów czasowych pozwalają na szacowanie elastyczności dochodowych, cenowych prostych i mieszanych. Stwarzają możliwość badania zmian, jakie zachodzą w reakcjach konsumentów w czasie pod warunkiem, że weryfikowane są wielokrotnie na podstawie bogatych danych źródłowych.

Drugim podstawowym źródłem danych statystycznych, służących do ustalenia zależności między popytem a czynnikami determinującymi jego wielkości, są wyniki badań budżetów rodzinnych.

Wykorzystując ten rodzaj danych 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.

¹⁶ Ekonometria, red. M. K r z y s z t o f i a k, Warszawa 1978, s. 205.

Główną zaletą danych z budżetów rodzinnych jest to, iż zbierane są one corocznie w identycznym lub zbliżonym układzie. Umożliwia to wielokrotne weryfikowanie hipotez odnoszących się do różnorodnych prawidłowości formułowanych na gruncie rozważań teoretycznych. Ma to istotne znaczenie, szczególnie w zmieniających się warunkach rynkowych. Formułując różne modele ekonometryczne, za pomocą których zamierzamy określić siłę i kierunek oddziaływania poszczególnych zmiennych na wielkość i strukturę popytu konsumpcyjnego, zakładamy zwykle a priori, że mamy do czynienia z prawidłowościami oraz że spełnione są podstawowe warunki pozwalające na wyodrębnienie tych prawidłowości. Dotyczy to m. in. ustalenia intensywności oddziaływania dochodu, cen oraz czynników demograficznych i społecznych. Przy ustalaniu wpływu wymienionych czynników przyjmujemy zwykle milcząco, iż wszystkie warunki (występuje równowaga na rynku, konsument posiada swobodę wyboru przy dokonywaniu zakupów, ma ustalone preferencje odnośnie do zakupu poszczególnych dóbr itp.) przy budowie funkcji popytu są spełnione. Rzeczywistość jest jednakże dość daleka od tego ideału. Trudno jest też jednoznacznie stwierdzić, w których okresach wszystkie warunki są jednocześnie spełnione.

Wydaje się, że w takiej sytuacji za bardziej racjonalne postępowanie należy uznać wielokrotne, np. coroczne, przeprowadzanie badań przy uwzględnieniu tych samych modeli, w których uwzględnia się zawsze taki sam zespół zmiennych objaśniających. Pozwoli to bowiem na stwierdzenie, czy przyjęte postacie modeli są w całym badanym okresie jednakowo dobrze dopasowane do danych empirycznych oraz czy siła oddziaływania przyjętych zmiennych objaśniających jest jednakowa (zbliżona), czy też ulega określonym zmianom.

Szczególną przydatność takiego podejścia do analizy popytu konsumpcyjnego dostrzegamy dla sytuacji, jaka miała miejsce w Polsce w latach osiemdziesiątych. Można bowiem przyjąć, że w latach 1973-1979 rynek dóbr konsumpcyjnych w Polsce funkcjonował dość dobrze. Natomiast w roku 1980 wystąpiły dość intensywne zjawiska kryzysowe.

Powstaje w tym miejscu problem, który należy rozstrzygnąć. Czy za pomocą modeli, które przedstawione są w niniejszym opracowaniu, można zaobserwować zmiany występujące w wydatkach (a także w ich strukturze) ludności. Mówiąc inaczej, czy na zmiany, jakie miały miejsce na rynku dóbr konsumpcyjnych w latach osiemdziesiątych, zareagują odpowiednie oceny parametrów modeli?

Z badań empirycznych, jakie zostały już przeprowadzone¹⁷, wynika, że modele prezentowane w tym opracowaniu mogą znaleźć praktyczne zastosowanie. Pozwalają one bowiem nie tylko na ustalenie intensywności oddziaływania czynników ekonomicznych, demograficznych i społecznych na wysokość wydatków, ale także na analizę zmian, jakie zachodzą w czasie. Im dłuższy okres będzie przedmiotem analizy, tym cenniejsze będą wyniki badań empirycznych otrzymane na podstawie prezentowanych modeli.

3.1.2. Prezentacja ogólnego modelu konsumpcji

Decyzje podejmowane przez konsumentów odnośnie do wyboru dóbr dla zaspokojenia swoich potrzeb zależą od dużej liczby czynników, wśród których zawsze wyróżnia się czynniki ekonomiczne, demograficzne i społeczne. Jednym z dość efektywnych narzędzi pozwalających na ustalenie wpływu wymienionych czynników są opisowe modele ekonometryczne.

Dotychczasowe badania wskazują, że punktem wyjścia dla osiągnięcia zamierzonego celu może być następujący model ogólny¹⁸.

$$Q_r = f_r(Y, P, N, \frac{NK}{N}, F, K, S, W, Z, t, \varepsilon_r) \quad (3.1)$$

$$r = 1, 2, \dots, R$$

gdzie:

Q_r - popyt gospodarstwa domowego na dobro r , wyrażony wartościowo lub w jednostkach naturalnych,

Y - dochód gospodarstwa domowego,

$P = [P_1, \dots, P_R]$ - wektor cen rynkowych,

N - liczba członków rodziny w gospodarstwie domowym,

$NK = [NK_1, \dots, NK_B]$ - wektor liczby osób należących do i -tej grupy płci i wieku ($i = 1, \dots, B$),

¹⁷ J. Więcek, Analiza zmian popytu konsumpcyjnego na podstawie danych z budżetów rodzinnych, "Studia Prawno-Ekonomiczne" 1983, t. 30

¹⁸ W. Welfe, [red.] Ekonometryczne modele rynku..., t.2. Modele konsumpcji, Warszawa 1978, s. 23.

$F = [F_1, \dots, F_F]$ - wektor zmiennych zerojedynkowych określających fazę rozwojową gospodarstwa domowego $F_i = 1$, gdy gospodarstwo należy do fazy i ($i = 1, \dots, F$), $F_i = 0$ - w przeciwnym przypadku,

$K = [K_1, K_2]$ - wektor zmiennych zerojedynkowych określających aktywność zawodową kobiet, $K_1 = 1$ (i jednocześnie $K_2 = 0$), gdy w gospodarstwie domowym nie występuje pracująca kobieta, $K_1 = 0$ ($K_2 = 1$) - w przeciwnym przypadku,

$S = [S_1, \dots, S_S]$ - wektor zmiennych zerojedynkowych opisujących przynależność do grup społeczno-ekonomicznych $S_i = 1$, gdy gospodarstwo domowe zaliczono do grupy i ($i = 1, \dots, S$) $S_i = 0$ - w przeciwnym przypadku,

$W = [W_1, \dots, W_W]$ - wektor zmiennych zerojedynkowych określających poziom wykształcenia $W_i = 1$, gdy gospodarstwo domowe zaliczone do grupy i ($i = 1, \dots, W$), $W_i = 0$ w przeciwnym przypadku,

t - zmienna czasowa opisująca zmiany wynikające z postępu technicznego, oddziaływania polityki społecznej itp.,

ϵ - składnik losowy opisujący w sposób sumaryczny efekty pozostałych, nie wyszczególnionych czynników powodujących zmiany układu preferencji oraz reprezentujący element przypadkowości w postępowaniu konsumenta.

Dla praktycznego wykorzystania zaprezentowanego modelu pozwalającego na ustalenie jednoczesnego wpływu wszystkich wymienionych zmiennych, niezbędne są informacje z indywidualnych budżetów rodzinnych.

W prezentowanym opracowaniu przedstawione zostaną propozycje modeli, których parametry mogą być oszacowane na podstawie danych w postaci zagregowanej. Układ danych statystycznych w publikacjach GUS¹⁹ pozwala na empiryczną weryfikację modeli, w których jako zmienne endogeniczne można uwzględnić wydatki na dobra żywnościowe i nieżywnościowe lub ilościowe spożycie dla dóbr żywnościowych w przeliczaniu na jedną osobę należącą do określonej grupy zamożności.

Jako zmienne objaśniające można przyjąć:

- 1) przeciętny roczny dochód na osobę,
- 2) przeciętną liczbę osób w rodzinie,

¹⁹ "Statystyka Polski", "Budżety Gospodarstw Domowych" [GUS, Warszawa] za lata 1973, 1974, 1975, 1976, 1979, 1980, 1981, 1982.

- 3) przeciętną liczbę jednostek konsumpcyjnych²⁰ w rodzinie,
- 4) przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej.

Wykorzystując wspomniane informacje, można zaproponować następujące modele:

$$Q_{rjs} = f_1(Y_{js}, N_{js}, S_s, \varepsilon_{rjs}) \quad (3.2)$$

lub

$$Q_{rjs} = f_2(Y_{js}, L_{js}, S_s, \varepsilon_{rjs}) \quad (3.3)$$

gdzie:

Q_{rjs} - wydatek na osobę (lub spożycie na osobę w jednostkach naturalnych) na agregat r ($r = 1, \dots, R$) w grupie za-
możności j ($j = 1, \dots, J$) należącej do grupy społeczno-eko-
nomicznej s ($s = 1, \dots, S$).

Y_{js} - przeciętny dochód na osobę w rodzinach należących do gru-
py dochodowej j i grupy społeczno-ekonomicznej s ,

N_{js} - przeciętna liczba osób w rodzinach należących do grupy
dochodowej j i grupy społeczno-ekonomicznej s ,

L_{js} - przeciętna liczba jednostek konsumpcyjnych w rodzinach
należących do grupy dochodowej j i grupy społeczno-ekonomicz-
nej s ,

S_s - zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość jeden, jeśli
obserwacja dotyczy s -tej grupy społeczno-ekonomicznej, wartość ze-
ro - w przeciwnym przypadku.

3.1.3. Postać analityczna modeli wydatków

Modele (3.2) i (3.3) zostały przedstawione w postaci ogólnej, która
pozwala jedynie na wyspecyfikowanie poszczególnych zmiennych objaś-
niających. Dla ekonomisty ważniejsze jest ustalenie intensywności

²⁰ Jednostki konsumpcyjne obliczone są w tym przypadku w spo-
sób uproszczony, ponieważ przyjęto, że zróżnicowanie wydatków lub
spożycia w zależności od wieku i płci jest jednakowe dla wszystkich
agregatów i wynosi: 0,25 - dla dzieci do 1 roku; 0,30 - dla dzieci
mających 1 rok; 0,40 - dla dzieci w wieku 2 lat; 0,50 - dla dzieci
w wieku 3-7 lat; 0,60 - dla dzieci w wieku 8-11 lat; 0,70 - dla
dzieci w wieku 12-13 lat; 0,75 - dla dziewcząt w wieku 14-17 lat;
0,80 - dla chłopców w wieku 14-17 lat; 0,85 - dla kobiet w wieku
18 i więcej lat; 1,00 - dla mężczyzn w wieku 18 i więcej lat.

oddziaływania poszczególnych zmiennych. Do tego celu niezbędne jest określenie postaci analitycznej funkcji oraz oszacowanie jej parametrów.

Określenie postaci analitycznej funkcji wydatków tylko na podstawie rozważań teoretycznych nie zawsze jest możliwe. Dlatego też w praktyce przyjmuje się różne postacie funkcji. Następnie szacuje się ich parametry oraz odpowiednie charakterystyki statystyczne, na podstawie których podejmuje się decyzje odnośnie do przydatności poszczególnych wariantów funkcji.

Badanie rozpoczyna się zwykle od sprawdzenia przydatności funkcji liniowych. Funkcje liniowe są bowiem bardzo użyteczne dla celów praktycznych, ponieważ oceny parametrów posiadają przejrzystą interpretację ekonomiczną. Uzyskuje się dla nich także na ogół dobre charakterystyki statystyczne świadczące o niezłym dopasowaniu do danych empirycznych. Przyjmując oznaczenia jak w (3.2) i (3.3), można zaproponować następujące modele liniowe:

$$Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} Y_{js}^{(t)} + \alpha_{2r}^{(t)} N_{js}^{(t)} + \sum_{s=2}^S \beta_{sr}^{(t)} S_s^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.4)$$

$$Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} Y_{js}^{(t)} + \alpha_{3r}^{(t)} L_{js}^{(t)} + \sum_{s=2}^S \beta_{sr}^{(t)} S_s^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.5)$$

$$Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} Y_{js}^{(t)} + \sum_{s=2}^S \beta_{sr}^{(t)} S_s^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.6)$$

$$Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} Y_{js}^{(t)} + \alpha_{2r}^{(t)} N_{js}^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.7)$$

$$Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} Y_{js}^{(t)} + \alpha_{3r}^{(t)} L_{js}^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.8)$$

$$Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} Y_{js}^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.9)$$

Subskrypt (t) oznacza, że modele będą szacowane oddzielnie dla każdego roku. Wynika to stąd, iż jednokrotne zbadanie związków mię-

dzy wyróżnionymi zmiennymi nie daje podstaw do stwierdzenia, czy mamy do czynienia z zależnością trwałą, którą z pełnym przekonaniem możemy nazwać prawidłowością, czy też badana zależność miała tylko krótkotrwały charakter i za prawidłowość nie może być uznana.

Z badań empirycznych²¹ 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. Stosując te funkcje w badaniach empirycznych można ponadto zweryfikować hipotezę o stałości elastyczności dochodowej popytu. Jest to oczywiście możliwe tylko wtedy, gdy parametry tych funkcji są szacowane wielokrotnie dla różnych poziomów dochodów. Warunek ten jest obecnie możliwy do spełnienia, ponieważ istnieją odpowiednie zbiory danych statystycznych.

Przyjmując oznaczenia jak w (3.2) i (3.3) można zaproponować dla weryfikacji empirycznej następujące modele potęgowe i potęgowo-wykładnicze:

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} \ln Y_{js}^{(t)} + \alpha_{2r}^{(t)} \ln N_{js}^{(t)} + \sum_{s=2}^S \beta_{sr}^{(t)} S_s^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.10)$$

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} \ln Y_{js}^{(t)} + \alpha_{3r}^{(t)} \ln L_{js}^{(t)} + \sum_{s=2}^S \beta_{sr}^{(t)} S_s^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.11)$$

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} \ln Y_{js}^{(t)} + \sum_{s=2}^S \beta_{sr}^{(t)} S_s^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.12)$$

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{1r}^{(t)} \ln Y_{js}^{(t)} + \alpha_{2r}^{(t)} \ln N_{js}^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.13)$$

²¹ Por. W. W e l f e, [red.] Ekonometryczne modele rynku..., t. 2; W i ę c e k, op. cit.

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{lr}^{(t)} \ln Y_{js}^{(t)} + \alpha_{3r}^{(t)} \ln L_{js}^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.14)$$

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{lr}^{(t)} \ln Y_{js}^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.15)$$

Dla wielu dóbr, szczególnie zaspokajających potrzeby podstawowe, hipoteza o stałym krańcowym współczynniku skłonności do konsumpcji lub o stałej elastyczności dochodowej nie może być przyjęta. W takim przypadku można wykorzystać funkcje, dla których elastyczność jest malejącą funkcją dochodu. Warunek ten jest spełniony dla następujących modeli:

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{lr}^{(t)} \frac{1}{Y_{js}^{(t)}} + \alpha_{2r}^{(t)} \ln N_{js}^{(t)} + \sum_{s=2}^S \beta_{sr}^{(t)} S_s^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.16)$$

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{lr}^{(t)} \frac{1}{Y_{js}^{(t)}} + \alpha_{3r}^{(t)} \ln L_{js}^{(t)} + \sum_{s=2}^S \beta_{sr}^{(t)} S_s^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.17)$$

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{lr}^{(t)} \frac{1}{Y_{js}^{(t)}} + \sum_{s=2}^S \beta_{sr}^{(t)} S_s^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.18)$$

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{lr}^{(t)} \frac{1}{Y_{js}^{(t)}} + \alpha_{2r}^{(t)} \ln N_{js}^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.19)$$

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{lr}^{(t)} \frac{1}{Y_{js}^{(t)}} + \alpha_{3r}^{(t)} \ln L_{js}^{(t)} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.20)$$

$$\ln Q_{rjs}^{(t)} = \alpha_{or}^{(t)} + \alpha_{lr}^{(t)} \frac{1}{Y_{js}^{(t)}} + \varepsilon_{rjs}^{(t)} \quad (3.21)$$

Model (3.21) pozwala ponadto na wyznaczenie poziomu nasycenia, który jest równy e^{α_0} .

Przeprowadzenie badań dla wielu lat pozwala na weryfikowanie hipotezy, czy poziom ten jest stały, czy też ulega zmianom w czasie. Można w tym przypadku przeprowadzić następujące rozumowanie. Dla dóbr podstawowych istnieje poziom nasycenia przy bardzo wysokich dochodach. Rozumowanie to wydaje się poprawne, ale dla popytu wyrażonego w jednostkach naturalnych. Jeżeli natomiast popyt jest mierzony wysokością wydatków na dane dobro lub agregat, to wtedy można mówić o poziomie nasycenia, ale tylko w przypadku występowania stałych cen i przy nieograniczonym wzroście dochodów konsumentów.

Zdając sobie sprawę z tych ograniczeń, można wyrazić pogląd, iż informacja o poziomie nasycenia, uzyskana na podstawie modelu (3.21), nie będzie w pełni zadowalająca dla praktyków, ale nie będzie też pozbawiona pewnych walorów poznawczych.

Przedstawione propozycje modeli (3.4)-(3.21) mogą pozwolić na weryfikację wielu hipotez, a w szczególności na ustalenie w odniesieniu do poszczególnych dóbr lub ich agregatów:

1. Jak wpływa dochód na wysokość wydatków?
2. Jaka jest intensywność oddziaływania czynników demograficznych reprezentowanych w modelu przez przeciętną liczbę osób lub przez przeciętną liczbę jednostek konsumpcyjnych w rodzinie na wysokość wydatków?
3. Czy przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej wpływa w istotny sposób na wysokość wydatków?
4. Czy wprowadzenie zmiennych demograficznych i odpowiednio zdefiniowanych zmiennych zerojedynkowych dla grup społeczno-ekonomicznych wpływa na zmianę ocen parametrów informujących o intensywności oddziaływania dochodu?
5. Czy oceny parametrów strukturalnych są stabilne w czasie, czy też wykazują określony kierunek zmian?

Wektor obserwacji na zmiennych objaśnianych i macierz obserwacji na zmiennych objaśniających, która pozwoli na oszacowanie parametrów modeli (3.4) - (3.21) przy występowaniu "S" grup społeczno-ekonomicznych, przyjmą następującą postać:

$$Q = \begin{bmatrix} q_{11} \\ q_{21} \\ \vdots \\ q_{j1} \\ q_{12} \\ q_{22} \\ \vdots \\ q_{j2} \\ \vdots \\ q_{1s} \\ q_{2s} \\ \vdots \\ q_{js} \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} 1 & y_{11} & n_{11} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & y_{21} & n_{21} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & y_{j1} & n_{j1} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & y_{12} & n_{12} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & y_{22} & n_{22} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & y_{j2} & n_{j2} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & y_{1s} & n_{1s} & 0 & 0 & \dots & 1 \\ 1 & y_{2s} & n_{2s} & 0 & 0 & \dots & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & y_{js} & n_{js} & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Zamiast zmiennej $N_{js}^{(t)}$ może wystąpić zmienna $L_{js}^{(t)}$, jeśli zamiast przeciętnej liczby osób w rodzinie uwzględnimy przeciętną liczbę jednostek konsumpcyjnych.

Dokonując teoretycznej analizy modeli (3.4) i (3.5), (3.10) i (3.11), (3.16) i (3.17), można oczekiwać, że zmienna $y_{js}^{(t)}$ to jest

przeciętny dochód na osobę, może wykazywać dość silne skorelowanie zarówno ze zmienną $N_{js}^{(t)}$, jak i $L_{js}^{(t)}$. W takim przypadku oceny parametrów przy tych zmiennych będą obciążone. Nie można im wtedy nadać poprawnej interpretacji merytorycznej. Problem ten może być rozwiązany przez modyfikację modelu (3.2), która została przedstawiona w punkcie 3.1.4.

3.1.4. Modele uwzględniające wielkość rodziny

Ze względu na fakt, iż wielkość rodziny jest zmienną, która bezsprzecznie wpływa na wysokość wydatku i wielkość spożycia poszczególnych dóbr²², można model (3.2) zmodyfikować uwzględniając w nim wielkość rodziny za pomocą odpowiednio zdefiniowanych zmiennych zerojedynkowych. Model taki dla określonej grupy społeczno-ekonomicznej w ogólnej postaci przedstawia się następująco:

$$Q_{rnj} = f_3(Y_{nj}, N_n, \varepsilon_{rnj}) \quad (3.22)$$

gdzie:

Q_{rnj} - wydatek (lub spożycie) na osobę na dobro r w rodzinach o liczebności n ($n = 1, 2, \dots, N$), należących do grupy dochodowej j ,

Y_{nj} - przeciętny dochód na osobę w rodzinach o liczebności n , należących do grupy dochodowej j ,

N_n - zmienne zerojedynkowe przyjmujące wartość jeden, jeśli obserwacja dotyczy rodzin o liczebności n , wartość zero - w przeciwnym przypadku,

ε_{rnj} - zmienna losowa resztowa.

Wektor obserwacji dla r -tej zmiennej objaśniającej i macierz obserwacji na zmiennych objaśniających dla modelu (3.22) przyjmą następującą postać:

²² Por. F r y d r y c h - t o p a t a Z., W e l f e W., Konsumpcja a wielkość i struktura gospodarstwa domowego, "Studia Prawno-Ekonomiczne" 1974, t. 12

$$Q = \begin{bmatrix} q_{11} \\ q_{21} \\ \vdots \\ q_{J1} \\ q_{12} \\ q_{22} \\ \vdots \\ q_{J2} \\ \vdots \\ q_{1N} \\ q_{2N} \\ \vdots \\ q_{JN} \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} 1 & Y_{11} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & Y_{21} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & Y_{J1} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & Y_{12} & 0 & 1 & \dots & 0 \\ 1 & Y_{22} & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & Y_{J2} & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & Y_{1N} & 0 & 0 & \dots & 1 \\ 1 & Y_{2N} & 0 & 0 & \dots & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & Y_{JN} & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Przyjmując do badań model (3.22), zakłada się, że będzie on weryfikowany oddzielnie dla każdej grupy społeczno-ekonomicznej w każdym roku, dla którego istnieją odpowiednie dane statystyczne.

Jest oczywiste, że w modelu (3.22) można uwzględnić tylko $(N-1)$ zmiennych zerojedynkowych, ponieważ w przypadku gdyby w modelu występował wyraz wolny oraz N zmiennych zerojedynkowych, wystąpiłaby dokładna współliniowość.

Jeśli po estymacji parametrów modelu (3.22) okazałoby się, że

oceny parametrów są jednakowe lub do siebie zbliżone dla poszczególnych grup społeczno-ekonomicznych, to wtedy można przyjąć model następujący:

$$Q_{rnjs} = f_4(Y_{njs}, N_{ns}, S_s, \varepsilon_{rnjs}) \quad (3.23)$$

gdzie:

Q_{rnjs} - wydatek (lub spożycie) na osobę na dobro r w rodzinach o liczebności n , należących do grupy dochodowej j i grupy społeczno-ekonomicznej s .

Y_{njs} - przeciętny dochód na osobę w rodzinach o liczebności n , należących do grupy dochodowej j i grupy społeczno-ekonomicznej s ,

N_{ns} - zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość jeden, jeśli obserwacja dotyczy rodzin o liczebności n ($n = 1, 2, \dots, N$), należących do grupy społeczno-ekonomicznej s ($s = 1, 2, \dots, S$), wartość zero - w przeciwnym przypadku.

Odpowiadające modelowi (3.23) wektor obserwacji na r -tej zmiennej objaśnianej oraz macierz obserwacji na zmiennych objaśniających będą utworzone w sposób analogiczny jak dla modelu (3.22).

W modelu typu (3.23), który będzie przeznaczony do empirycznej weryfikacji, może wystąpić tylko $(N-1)$ zmiennych zerojedynkowych, wyrażających zróżnicowanie spowodowane wielkością rodziny oraz $(S-1)$ zmiennych zerojedynkowych określających efekty zmian wydatków (spożycia) wynikających z przynależności do określonej grupy społeczno-ekonomicznej. Wybór zmiennej zerojedynkowej S_s , którą należy opuścić w modelu, nie nastręcza na ogół żadnych trudności²³. Natomiast wybór zmiennej zerojedynkowej N_n , którą należy w estymowanym modelu opuścić, nie jest już tak jasno określony. Opuśczenie pierwszej zmiennej, to jest dla gospodarstw jednoosobowych, miałoby wprowadzić pewne zalety, ponieważ odpowiednie oceny parametrów informowałyby bezpośrednio o wielkości efektu (oszczędności), jaki się uzyskuje w wyniku powiększenia rodziny o jedną osobę. Wadą takiego

²³ Weryfikując modele (3.4) i (3.5), (3.10) i (3.11), (3.16) i (3.27), opuszczano zawsze zmienną zerojedynkową dla gospodarstw pracowniczych, ponieważ była to grupa najliczniej reprezentowana w próbie statystycznej (ok. 50% wszystkich zbadanych budżetów).

rozwiązania jest znane dość powszechnie zjawisko, że w gospodarstwach jednoosobowych sposób gospodarowania jest na ogół mało racjonalny i odbiega bardzo wyraźnie od sposobu gospodarowania w rodzinach pełnych.

W przypadku opuszczenia zmiennej zerojedynkowej dla gospodarstw dwuosobowych (najczęściej małżeństwa bez dzieci), w których sposób gospodarowania jest bardziej racjonalny niż w gospodarstwach jednoosobowych, odpowiednie oceny parametrów miałyby przejrzystą interpretację merytoryczną. Dotyczy to zwłaszcza sytuacji, gdy rodzina powiększa się na skutek narodzin pierwszego dziecka oraz dzieci następnych. Proponowane rozwiązanie jest, jak się wydaje, możliwe do przyjęcia w badaniach empirycznych.

Innym rozwiązaniem mogłoby być opuszczenie zmiennej zerojedynkowej dla gospodarstw "najbardziej typowych" czy najliczniej występujących w naszym kraju (bądź w próbie statystycznej).

W przypadku opuszczenia zmiennej zerojedynkowej dla gospodarstw dwuosobowych należałoby oczekiwać, że ceny parametrów przy zmiennych zerojedynkowych będą przeważnie ujemne, co wskazywałoby na występowanie oszczędności będących rezultatem bardziej racjonalnego wykorzystania środków w gospodarstwach większych niż w gospodarstwach małych.

Dla gospodarstw jednoosobowych ocena parametru byłaby prawdopodobnie dodatnia.

Przy opuszczeniu zmiennej zerojedynkowej dla gospodarstw czterosobowych należy oczekiwać, iż oceny parametrów będą dodatnie dla gospodarstw mniejszych oraz ujemne dla gospodarstw większych.

Rozwiązanie tego problemu nie może być oparte tylko na rozważaniach teoretycznych, lecz niezbędne jest przeprowadzenie weryfikacji na odpowiednio dobranym materiale empirycznym.

Przedstawione w opracowaniu niektóre warianty modeli ekonometrycznych zostały poddane empirycznej weryfikacji na podstawie danych za lata 1973-1976, 1978-1982.

Otrzymane rezultaty dostarczyły wiele ciekawych informacji odnośnie do zmian, jakie zaszły zarówno we współczynnikach elastyczności dochodowej, jak i współczynnikach skłonności do konsumpcji w latach kryzysu. Najważniejsze rezultaty tych badań przedstawione zostały w następnym paragrafie.

3.2. Ekonometryczna analiza wydatków konsumpcyjnych za okres 1973-1976 i 1978-1982 (wyniki badań empirycznych)

3.2.1. Wstęp

Prace poświęcone modelom ekonometrycznym budowanym na podstawie danych przekrojowych i przekrojowo-czasowych są od początku lat sześćdziesiątych prowadzone pod kierunkiem prof. W. Welfe. Rezultatem tych badań jest m. in. drugi tom monografii pt. "Ekonometryczne modele rynku. Modele konsumpcji". Modele i wyniki obliczeń uzyskane na podstawie zagregowanych danych z budżetów gospodarstw domowych prezentowane w niniejszym opracowaniu są kontynuacją tych właśnie badań. W pracy przedstawiono wyniki badań uzyskane dla różnych wariantów modeli ekonometrycznych, za pomocą których ustalono się i kierunek oddziaływania różnych zmiennych objaśniających w zmieniających się dość znacznie warunkach ekonomicznych. Do obliczeń wykorzystano dane zawarte w biuletynach Głównego Urzędu Statystycznego "Budżety Gospodarstw Domowych" za lata 1973-1976 oraz 1978-1982.

Wykorzystane informacje dotyczą wydatków ludności na osobę na duże agregaty dóbr: żywność; napoje alkoholowe i tytoń; odzież i obuwie; mieszkanie; opał, energia elektryczna i ciepła; higiena osobista i ochrona zdrowia; kultura, oświata, wychowanie, sport, turystyka i wypoczynek; transport i łączność; pozostałe wydatki.

Wydatki te objaśniano za pomocą następujących zmiennych: dochody na osobę, przeciętna liczba osób w rodzinie lub przeciętna liczba jednostek konsumpcyjnych, przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej.

Do badań przyjęto modele liniowe, potęgowe, potęgowo-wykładnicze i wykładnicze z odwrotnością dochodu, omawiane w § 3.1.

3.2.2. Wyniki badań empirycznych

3.2.2.1. Żywność

W pierwszej kolejności przyjrzyjmy się wynikom otrzymanym dla modeli liniowych. Uzyskane oceny parametrów oraz charakterystyki statystyczne dla modelu (3.9), w którym jedyną zmienną objaśniającą

jest dochód na osobę, wskazują na silny związek między dochodem a wydatkami na żywność w całym badanym okresie.

Wszystkie oceny parametrów są statystycznie istotne. Wartość współczynników determinacji zawiera się w granicach od 0,736 (w 1981 r.) do 0,888 (w 1973 r.). Wartość odchylenia standardowego reszt (pierwiastek z wariancji resztowej) systematycznie wzrasta od 866 zł w 1973 r. do 4185 zł w 1982 r. Jest to zrozumiałe, ponieważ kwoty wydatków w całym badanym okresie systematycznie rosły. Rosła też wariancja wydatków. Wzrastała również systematycznie wartość oceny wyrazu wolnego od 3918 (w 1973 r.) do 18 975 (w 1982 r.).

Oceny a_1 parametru α_1 , które można interpretować jako wydatki krańcowe (wzrost wydatków na żywność przy wzroście dochodów o 1 zł), nie wykazują tak wyraźnej prawidłowości. Ulegają one dość znacznym wahaniom w czasie od 0,136 (w 1981 r.) do 0,237 (w 1982 r.).

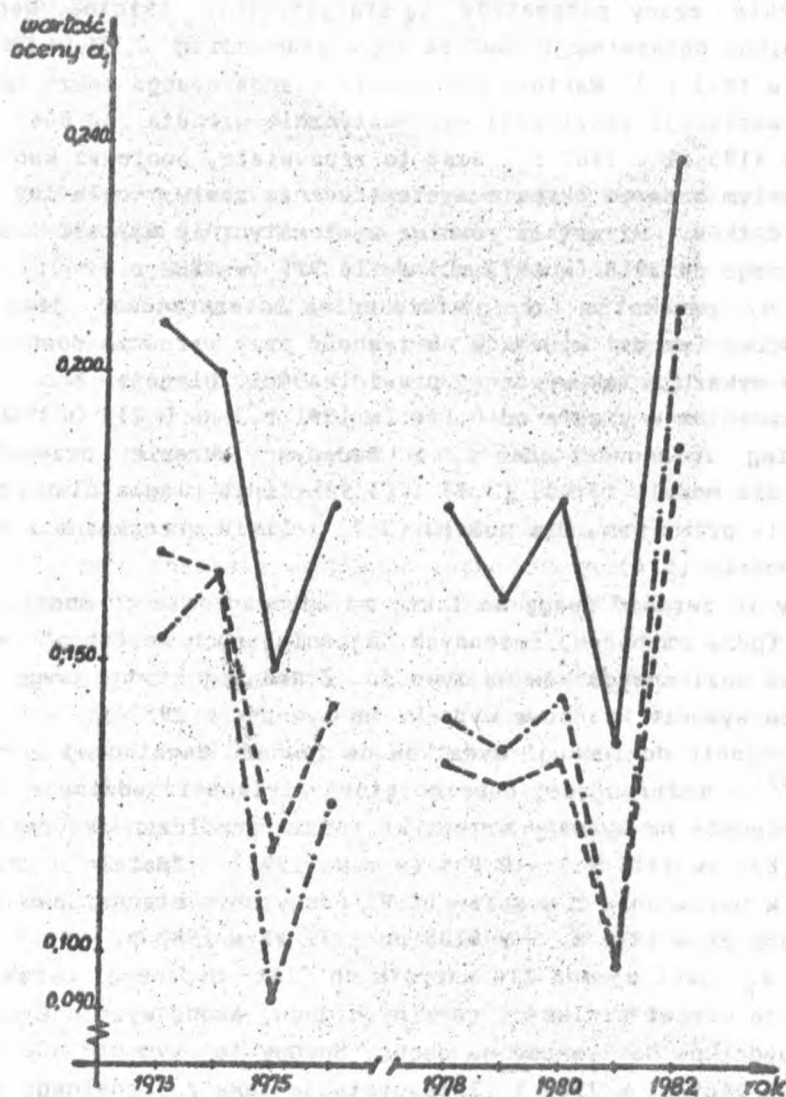
Przebieg zmienności ocen a_1 w badanym okresie przedstawia rys. 3.1 dla modeli (3.4), (3.7) i (3.9) - linia ciągła dla modelu (3.9), linia przerywana dla modelu (3.7) i linia przerywana z kropkami dla modelu (3.4).

Należy tu zwrócić uwagę na fakt, że wprowadzenie do modelu dodatkowych (poza dochodem) zmiennych objaśniających "osłabia" wpływ dochodu na poziom wydatków na żywność. Z drugiej strony uwagę zwracają bardzo wysokie krańcowe wydatki na żywność w 1982 r.

Wprowadzenie do funkcji wydatków na żywność dodatkowej zmiennej - $N_{js}^{(t)}$ - informującej o przeciętnej wielkości rodziny - model (3.7) - wpłynęło na wyraźny wzrost wartości współczynnika determinacji - 0,894 (w 1975 r.) - 0,955 (w roku 1973). Zmalało bardzo znacznie, w porównaniu z modelem (3.9), odchylenie standardowe reszt z 866 do 556 zł w 1973 r. i z 4185 do 2192 zł w 1982 r.

Ocena a_2 jest ujemna dla wszystkich lat badanego okresu, co wskazuje, że wzrost wielkości rodziny o jedną osobę wywołuje spadek rocznych wydatków na żywność na osobę. Spadek ten wynosił 623 zł w roku 1973 i 3485 zł w 1982 r. Interpretacja taka z formalnego punktu widzenia jest możliwa do przyjęcia, ponieważ wszystkie oceny parametrów, uzyskane dla modelu (3.7) są statystycznie istotne przy 5% poziomie istotności statystycznej.

Bliższa analiza ocen parametrów wskazuje jednak, że przedstawiona wyżej interpretacja nie może być uznana za w pełni poprawną. Wynika to stąd, że wprowadzona do modelu (3.7) zmienna demograficz-



Rys. 3.1. Zmienność ocen parametru przy zmiennej dochodowej dla agregatu żywność
(Na podstawie obliczeń własnych)

na jest skorelowana z dochodem. Wartości współczynników korelacji między dochodem a przeciętną liczbą osób w rodzinie w poszczególnych latach badanego okresu zawarto w tab. 3.1.

T a b e l a 3.1

Współczynniki korelacji całkowitej między dochodem a zmiennymi demograficznymi

Rok	Poziom współczynnik korelacji dla zmiennych demograficznych	
	przeciętna liczba osób w rodzinie	przeciętna liczba jednostek konsumpcyjnych
1973	-0,562	-0,514
1974	-0,486	-0,437
1975	-0,487	-0,443
1976	-0,476	-0,377
1978	-0,496	-0,433
1979	-0,424	-0,410
1980	-0,477	-0,410
1981	-0,467	-0,396
1982	-0,429	-0,363

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Skorelowanie zmiennych objaśniających spowodowało, że otrzymane wartości ocen a_1 dla modelu (3.9) ulegały wyraźnej zmianie w porównaniu z ocenami uzyskanymi dla modelu (3.7). Wartości ocen parametrów a_1 zestawiono w tab. 3.2.

Z tabeli 3.2 wynika, że wprowadzenie do funkcji wydatków jednocześnie dochodu i zmiennej demograficznej reprezentowej przez przeciętną liczbę osób w rodzinie powoduje występowanie współliniowości. W takiej sytuacji ocen a_1 i a_2 nie można poprawnie zinter-

T a b e l a 3.2

Wartość oceny parametru przy dochodzie
dla różnych wariantów modeli liniowych

Rok	Wartość oceny a_1 w modelu					
	(3.9)	(3.6)	(3.7)	(3.8)	(3.5)	(3.4)
1973	0,209	0,208	0,169	0,176	0,151	0,154
1974	0,202	0,201	0,165	0,171	0,162	0,165
1975	0,149	0,147	0,118	0,124	0,086	0,091
1976	0,177	0,177	0,142	0,153	0,139	0,126
1978	0,177	0,177	0,133	0,141	0,139	0,140
1979	0,151	0,158	0,129	0,130	0,127	0,135
1980	0,178	0,178	0,133	0,141	0,143	0,144
1981	0,136	0,134	0,099	0,106	0,096	0,097
1982	0,237	0,236	0,188	0,197	0,209	0,212

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

pretować, ponieważ wartości współczynników korelacji dla wszystkich lat (patrz tab. 3.1) przekraczają wartość bezwzględną 0,21²⁴.

Bardzo zbliżone rezultaty otrzymano dla modeli (3.8) i (3.5), w których zmienna demograficzna była reprezentowana przez przeciętną liczbę jednostek konsumpcyjnych. Przyczyną tego jest również dość znaczne skorelowanie tej zmiennej z dochodami (por. tab. 3.1)

Podane rezultaty wskazują, że w przypadku gdy staramy się ustalić "czysty" wpływ poszczególnych zmiennych określających wysokość wydatków na żywność, do modelu mogą być wprowadzone dochód i zmienne zerojedynkowe informujące o przynależności do grupy społeczno-ekonomicznej. Odpowiada to modelowi (3.6). Z informacji zamiesz-

²⁴ Por. uwagi na ten temat zawarte w pracy Z. H e l l w i g; Rozważania nad istotą modelu ekonometrycznego, "Ekonomista" 1974, nr 2.

czonych w tab. 3.2 wynika, że wprowadzenie zmiennych zerojedynkowych (S_1, S_2, S_3) nie spowodowało wyraźnych zmian ocen a_1 uzyskanych dla modelu (3.9), natomiast bardzo wyraźnie wpłynęło na spadek odchylenia standardowego reszt, które dla badanego okresu przedstawia tab. 3.3.

T a b e l a 3.3

Odchylenie standardowe reszt,
dla wybranych modeli

Rok	Model		
	(3.9)	(3.6)	(3.4)
1973	866	661	534
1974	990	657	595
1975	1 269	1 151	816
1976	1 223	909	690
1978	1 509	962	878
1979	1 766	1 133	1 030
1980	2 105	1 312	1 233
1981	2 532	1 643	1 282
1982	4 185	2 223	2 188

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Z tabeli 3.3 wynika, że jednoczesne wprowadzenie dochodu, zmiennych zerojedynkowych i zmiennej demograficznej - model (3.4) - wpłynęło na dalsze zmniejszenie odchylenia standardowego reszt, ale zmniejszenie to było relatywnie niższe niż po wprowadzeniu do modelu dochodu i zmiennych zerojedynkowych.

Wprowadzenie zmiennych zerojedynkowych do prezentowanych modeli miało na celu zweryfikowanie hipotezy, czy między rodzinami należącymi do różnych grup społeczno-ekonomicznych istnieje zróżnicowanie wydatków oraz czy różnice te ulegają zmianom w czasie. Przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej określono za pomocą zespołu 4 zmiennych zerojedynkowych S , przy czym opuszczenie w

modelu zmiennej S_1 (rodziny pracownicze) spowodowało, że oszacowane oceny b_s wskazują na różnice w zł. między wydatkami na osobę w gospodarstwach należących do pozostałych grup a rodzinami pracowniczymi.

Z tabeli 3.4 wynika, że dla rodzin robotniczo-chłopskich i chłopskich różnice w wydatkach na żywność (w porównaniu z rodzinami pracowniczymi) były statystycznie nieistotne w całym badanym okresie, chociaż kwota, o którą różniły się wydatki na żywność, systematycznie wzrastała w czasie dla rodzin robotniczo-chłopskich. Dla rodzin chłopskich brak jest jakiegokolwiek prawidłowości.

T a b e l a 3.4

Różnice w wydatkach (w zł) na żywność
obliczone na podstawie modelu (3.6)
(w porównaniu z gospodarstwami
pracowniczymi)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1973	92 ^x	493 ^x	1 460
1974	175 ^x	680 ^x	1 907
1975	77 ^x	537 ^x	1 572
1976	-8 ^x	432 ^x	2 036
1978	-509 ^x	174 ^x	2 514
1979	-767 ^x	-526 ^x	2 639
1980	-700 ^x	-119 ^x	3 475
1981	-1 349 ^x	-1 286 ^x	3 407
1982	-2 247 ^x	-588 ^x	6 911

^x Ocena jest statystycznie nieistotna przy 5% poziomie istotności.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Wyraźnie wyższe natomiast wydatki na żywność obserwujemy w rodzinach emerytów i rencistów (w porównaniu do wydatków w rodzinach pracowniczych). Różnice w wydatkach na żywność wyraźnie rosną w czasie. Zasadniczym powodem tych różnic jest, jak się wydaje, mała wielkość rodziny w gospodarstwach emerytów i rencistów (1,73 osoby w 1973 r.) - w porównaniu z wielkością rodziny w gospodarstwach pracowniczych (3,51 osoby w 1973 r.). Nie ma więc oszczędności w wydatkach, jakie występują w gospodarstwach dużych, szczególnie w odniesieniu do żywności.

Szybki wzrost kwoty różnic w wydatkach na żywność w gospodarstwach emerytów i rencistów i gospodarstwach pracowniczych w badanym okresie wskazuje, że gospodarstwa te najbardziej odczuły skutki kryzysu gospodarczego. Dotyczy to szczególnie roku 1982, w którym różnica wydatków na żywność wzrosła o ponad 3500 zł w porównaniu z rokiem poprzednim.

Przyjęte do opisu zależności między wydatkami a czynnikami je determinującymi, funkcje potęgowe i potęgowo-wykładnicze - modele (3.10) - (3.15) - potwierdziły poprzednie spostrzeżenie, że otrzymane charakterystyki statystyczne dla agregatu żywność są bardzo dobre. Dotyczy to zarówno współczynników determinacji, jak i wartości sprawdzianu t-Studenta.

Dla funkcji wydatków (3.15), której jedyną zmienną objaśniającą był dochód, uzyskano bardzo wysoki stopień objaśnienia we wszystkich latach. Najniższa wartość współczynnika determinacji, jaką uzyskano dla omawianego modelu, wynosiła 0,822 (w 1981 r.), natomiast wartość najwyższą wynoszącą 0,922 uzyskano dla 1973 r. Tak wysoki stopień objaśnienia wskazuje, że dochód był w całym badanym okresie najważniejszym czynnikiem determinującym wysokość wydatków na żywność.

Wprowadzenie do modelu zmiennych demograficznych spowodowało te same trudności, które zostały omówione przy analizie wyników uzyskanych dla modeli liniowych.

Informacje o niektórych ocenach parametrów uzyskanych dla modeli potęgowych i potęgowo-wykładniczych zawarte są tab. 3.5.

Zamieszczone w tabeli rezultaty oszacowań wskazują, iż wprowadzenie do modeli zmiennych demograficznych powoduje bardzo znaczne zmiany zarówno wyrazu wolnego, jak i współczynnika a_1 , który jest jednocześnie elastycznością dochodową wydatków. Wprowadzenie do modelu dochodu i zmiennych zerojedynkowych powoduje tylko niewiel-

T a b e l a 3.5

Wartości ocen wyrazu wolnego i wartości ocen
parametru przy dochodzie
dla wybranych modeli nieliniowych

Rok	Ocena wyrazu wolnego. a_0			Ocena parametru przy dochodzie a_1		
	dla modelu					
	(3.15)	(3.12)	(3.10)	(3.15)	(3.12)	(3.10)
1973	3,349	3,311	5,059	0,573	0,570	0,433
1974	3,609	3,552	5,103	0,551	0,549	0,432
1975	4,373	4,345	6,717	0,476	0,472	0,299
1976	4,072	4,023	6,037	0,510	0,508	0,361
1978	4,232	4,235	6,264	0,500	0,495	0,347
1979	4,313	4,358	5,727	0,495	0,488	0,397
1980	4,075	4,080	5,898	0,524	0,518	0,390
1981	4,844	4,873	6,773	0,455	0,451	0,320
1982	4,408	4,443	5,559	0,544	0,539	0,462

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

kie zmiany ocen a_0 i a_1 uzyskanych dla modelu, w którym w charakterze zmiennej objaśniającej występował tylko dochód.

Bardzo wyraźnemu wzrostowi ulega natomiast wartość współczynnika determinacji. Potwierdza się więc sformułowany poprzednio wniosek, że dla objaśnienia zmian wydatków na żywność należy do modelu wprowadzić dochód oraz zmienne zerojedynkowe informujące o przynależności do grupy społeczno-ekonomicznej. Uzyskane oceny współczynników elastyczności dochodowej informują, iż reakcja na zmiany dochodu była słabsza w latach 1974 i 1975 niż w 1973 r.

Od roku 1976 obserwujemy wzrost współczynników elastyczności dochodowej. W roku 1981 występuje wyraźny spadek, natomiast w

1982 r. ponowny wzrost wartości współczynnika elastyczności dochodowej, nie przekraczający jednak wartości uzyskanej dla roku 1973. Zaobserwowane wahania można, jak się wydaje, wyjaśnić następująco. W latach 1974 i 1975 następowała poprawa zaopatrzenia rynku. Pojawiły się nowe dobra przemysłowe, na które konsumenci przeznaczali coraz więcej z uzyskiwanych dochodów, natomiast na żywność – relatywnie mniej. Od 1976 r. ogólna sytuacja na rynku zaczęła ulegać pogorszeniu. Częściej mieliśmy do czynienia z ukrytymi podwyżkami cen. Powoduje to, iż trzeba coraz więcej przeznaczać na żywność z nowo uzyskanych dochodów. W roku 1981 współczynnik elastyczności dochodowej obniżył się i to znacznie. Powodem tego było najprawdopodobniej wprowadzenie reglamentacji na podstawowe artykuły żywnościowe oraz ograniczone możliwości zakupu tych artykułów poza handlem społecznym.

W roku 1982 wzrosły bardzo poważnie ceny wielu artykułów. Łatwiej też można było zakupić dodatkową ilość artykułów żywnościowych ze źródeł nieuspołecznionych (np. mięso). Znalazło to odbicie we wzroście współczynnika elastyczności dochodowej.

Wyniki oszacowań uzyskane dla funkcji potęgowych mogą być także wykorzystane dla określenia względnego zróżnicowania wydatków na żywność między grupami społeczno-ekonomicznymi. Do analizy przyjęto rezultaty oszacowań uzyskane dla modelu (3.12). Wyrażenie $e^{b_s \cdot 100}$ określa, o ile procent wydatki w danej grupie różnią się od wydatków w gospodarstwach pracowniczych. Obliczono je wyłącznie dla przypadków, gdy oceny b_s były istotne.

Oceny b_1 parametru β_1 są dla lat 1973–1981 statystycznie nieistotne, z czego wynika wniosek, iż wydatki na żywność w rodzinach robotniczo-chłopskich w tym okresie nie różniły się w sposób istotny od wydatków ponoszonych na ten agregat w rodzinach pracowniczych. Jedynie w roku 1982 wydatki te były niższe o 4,7% i różnica ta jest statystycznie istotna.

Ocena b_2 parametru β_2 , informująca o względnym zróżnicowaniu wydatków w rodzinach chłopskich (w stosunku do rodzin pracowniczych), jest istotna statystycznie tylko dla lat 1975–1976. Dla pozostałych lat, tj. 1978–1982, oceny b_2 są statystycznie nieistotne. Oceny b_3 są istotne we wszystkich latach. Potwierdzone zostały rezultaty otrzymane dla modelu liniowego (3.6). Z tabeli 3.6 wynika, że przeciętne roczne wydatki na żywność na osobę w ro-

izinach emerytów i rencistów były wyższe w całym badanym okresie o ok. 20% od wydatków na ten agregat w rodzinach pracowniczych.

T a b e l a 3.6

Oceny parametrów β_s oraz współczynniki
skłonności do wydatkowania na żywność uzyskane
dla modelu (3.12)
(w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Wartości oceny β_s dla gospodarstw			Wartości współczynnika skłonności do wydatko- wania (w %) dla gospodarstw		
	robot- niczo- chłop- skich	chłop- skich	emery- tów i renci- stów	robot- niczo- chłop- skich	chłop- skich	emerytów i renci- stów
1973	0,014 ^x	0,082	0,178	-	108,5	119,5
1974	0,020 ^x	0,099	0,204	-	110,4	122,6
1975	0,011 ^x	0,086	0,175	-	109,0	119,1
1976	-0,0004 ^x	0,073	0,195	-	107,6	121,5
1978	-0,035 ^x	0,047 ^x	0,199	-	-	122,0
1979	-0,047 ^x	-0,005 ^x	0,193	-	-	121,3
1980	-0,035 ^x	0,029 ^x	0,229	-	-	125,8
1981	-0,057 ^x	-0,035 ^x	0,181	-	-	119,8
1982	-0,048	0,002 ^x	0,162	95,3	-	117,6

^x Oceny statystycznie nieistotne przy 5% poziomie istotności.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Dla przyjętych w badaniach funkcji wykładniczych z odwrotnością dochodu - modele (3.16) - (3.21) - uzyskano również bardzo dobre charakterystyki statystyczne, które potwierdzają praktyczną przydatność tych modeli. Wszystkie uwagi poczynione poprzednio, odno-

szące się do zmian ocen parametrów na skutek wprowadzenia do modeli zmiennych demograficznych, znalazły także i w tym przypadku pełne potwierdzenie. Wynika to z dość znacznego skorelowania odwrotności dochodu zarówno z przeciętną liczbą osób, jak i przeciętną liczbą jednostek konsumpcyjnych (por. tab. 3.7).

T a b e l a 3.7

Wartość współczynników korelacji całkowitej
między odwrotnością dochodu
a zmiennymi demograficznymi

Rok	Wartość współczynnika korelacji dla zmiennych demograficznych	
	liczba osób w rodzinie	liczba jednostek konsumpcyjnych
1973	0,537	0,484
1974	0,451	0,405
1975	0,469	0,423
1976	0,456	0,350
1978	0,524	0,470
1979	0,427	0,407
1980	0,476	0,420
1981	0,459	0,397
1982	0,406	0,356

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

W odniesieniu do omawianych modeli należy podkreślić, że dla wszystkich rozpatrywanych wariantów uzyskano bardzo dobre oszacowania dla wyrazu wolnego. Uzyskane wartości sprawdzianu t-Studenta są bardzo wysokie. Na przykład dla modelu (3.21) zawierają się w granicach 187,67-271,87. Wysokie są także wartości współczynników determinacji i wynoszą od 0,813 (w 1981 r.) do 0,922 (w 1973 r.). Do-

bre charakterystyki statystyczne umożliwiły obliczenie na podstawie tego modelu tzw. poziomu nasycenia, tj. ustalenia w tym przypadku wysokości wydatków na żywność przy dochodzie rosnącym do nieskończoności. Wielkości te zawiera tab. 3.8.

T a b e l a 3.8

Wartości ocen wyrazu wolnego dla modelu (3.21)
oraz maksymalne (teoretyczne) wydatki na żywność

Rok	a_0	Wydatki maksymalne	Zmiana w sto- sunku do ro- ku poprzed- niego w %	Zmiana w sto- sunku do ro- ku 1973 w %
1973	9,595	14 691	100,0	100,0
1974	9,666	15 772	107,4	107,4
1975	9,689	16 139	102,3	109,9
1976	9,752	17 189	106,5	117,0
1978	9,870	19 341	112,5	131,7
1979	10,008	22 203	114,8	151,1
1980	10,109	24 563	110,6	167,2
1981	10,252	28 339	115,4	192,9
1982	11,111	66 903	236,1	455,4

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Przedstawione rezultaty wskazują, iż w początkowych latach badanego okresu przesuwanie się "poziomu nasycenia" odbywało się w sposób umiarkowany. Znacznie szybszy wzrost wystąpił od roku 1978. W roku 1982 poziom ten zwiększył się ponad 4,5-krotnie w stosunku do 1973 r. Daje to syntetyczny obraz zmian, jakie zaszły na rynku artykułów żywnościowych. Jest to wynikiem gwałtownego wzrostu cen żywności, jaki miał miejsce w 1982 r.

Wprowadzenie zmiennych zerojedynkowych – model (3.18) – wpłynęło zdecydowanie na wzrost wartości współczynnika determinacji i nie

spowodowało zmian wartości ocen parametrów przy dochodzie. Należy także zwrócić uwagę, że oceny parametrów β_s są bardzo zbliżone do ocen parametrów uzyskanych dla odpowiedniego modelu potęgowo-wykładniczego (3.12).

3.2.2.2. Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe

Związek między wydatkami na alkohol a dochodem jest dość wyraźny. Wskazują na to wartości współczynników determinacji uzyskane dla modelu liniowego (3.9). Zawierają się one w granicach od 0,834 (w 1981 r.) do 0,948 (w 1973 r.). Oceny parametrów przy dochodzie (a_1) zawierają się w przedziale od 0,029 (w 1974 i 1975 r.) do 0,047 (w 1982 r.). Przebieg zmienności ocen a_1 w czasie przedstawiony został na rys. 3.2. dla trzech wybranych funkcji. Oceny a_1 są statystycznie istotne dla wszystkich lat. Wartości sprawdzianu t-Studenta zawierają się w przedziale od 12,28 (w 1981 r.) do 23,33 (w 1973 r.). Standardowe odchylenie reszt zmienia się w czasie wykazując wyraźną tendencję rosnącą od 83 zł (w 1973 r.) do 599 zł (w 1982 r.). Ocena wyrazu wolnego jest statystycznie nieistotna dla lat 1973-1976. Dla pozostałych lat jest statystycznie istotna.

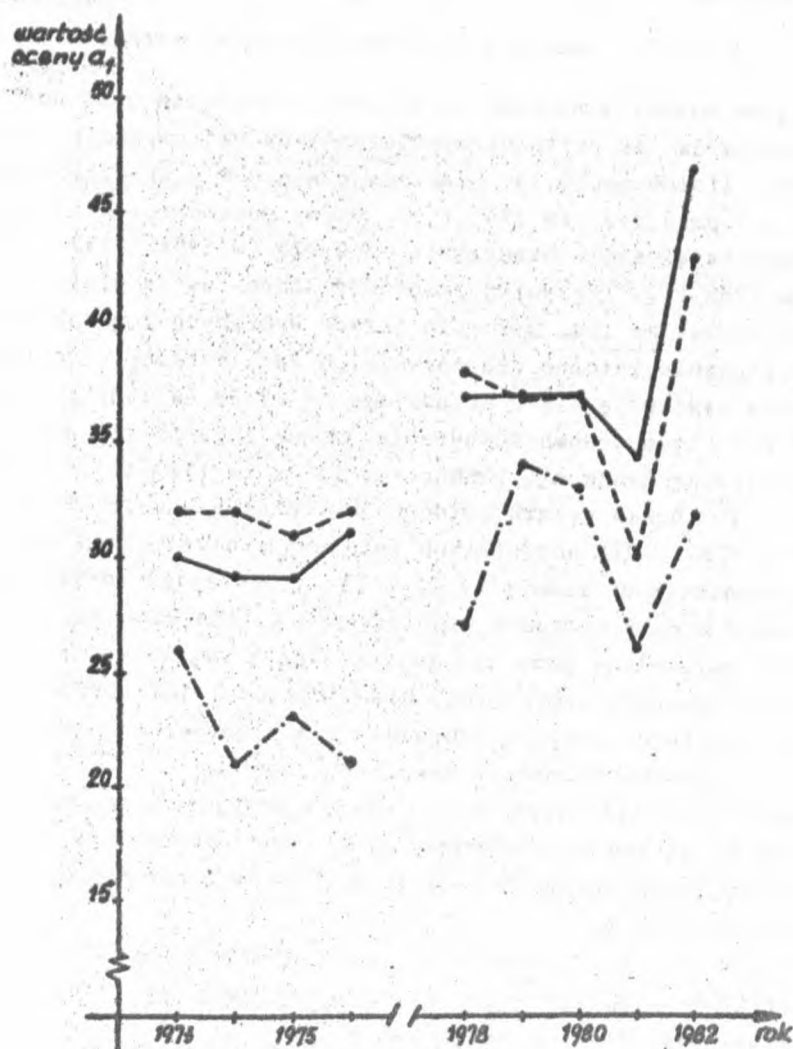
Wprowadzenie do modeli (3.7) i (3.8) zmiennej demograficznej spowodowało wzrost wartości współczynników determinacji.

Oceny parametrów przy tej zmiennej są z wyjątkiem lat 1974 i 1981 statystycznie nieistotne. Dla większości lat (1973-1979) oceny te są dodatnie, co jest niezgodne z merytoryczną oceną wpływu tak zdefiniowanych zmiennych demograficznych.

Lepsze rezultaty, z punktu widzenia przyjętych kryteriów statystycznych, otrzymano dla modelu (3.6). Oceny parametrów przy dochodzie uległy tylko bardzo nieznacznym zmianom w porównaniu z ocenami uzyskanymi dla modelu (3.9).

Odchylenie standardowe reszt, z wyjątkiem roku 1980 i 1982, uległo wyraźnemu zmniejszeniu. Wzrosły natomiast wartości współczynników determinacji i zawierają się w granicach od 0,874 (1976 r.) do 0,966 (1973 r.).

Różnice w wydatkach na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe między grupami społeczno-ekonomicznymi są dość nieregularne. Duża liczba ocen parametrów β_s jest statystycznie nieistotna. Ilustrują to informacje zawarte w tab. 3.9.



Rys. 3.2. Zmienność ocen parametru przy zmiennej dochodowej dla agregatu napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe
(Na podstawie obliczeń własnych)

T a b e l a 3.9

Różnice w wydatkach (w zł na osobę rocznie)
na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe
w grupach społeczno-ekonomicznych obliczone
na podstawie modelu (3.6)
w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi

Rok	Robotniko- -chłopi	Chłopi	Emeryci i renciści
1973	-13,8 ^x	-90,1	-112,1
1974	-11,6 ^x	-54,6 ^x	-208,5
1975	-34,1 ^x	-155,9	-287,1
1976	-31,0 ^x	-204,8	-226,1
1978	66,0 ^x	18,0 ^x	-175,1 ^x
1979	-55,8 ^x	-208,2 ^x	-159,6 ^x
1980	-13,9 ^x	-54,1 ^x	-70,4 ^x
1981	-359,0 ^x	-613,3	5,4 ^x
1982	-60,9 ^x	18,7 ^x	279,5 ^x

^x Oceny nieistotne statystycznie przy 5%
poziomie istotności.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Statystycznie istotne różnice w wydatkach na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe obserwujemy dla czterech kolejnych lat (1973-1976) w grupie emerytów i rencistów oraz dla chłopów w latach 1973, 1975, 1976 i 1981. Różnice te ulegają jednak bardzo dużym wahaniom. Należy w tym przypadku zwrócić uwagę na fakt, iż analizowane rezultaty odnoszą się do agregatu, dla którego wydatki bywają najczęściej świadomie fałszowane i stąd hipotetyczne prawidłowości nie znajdują potwierdzenia w danych empirycznych.

Przyjęcie do analizy omawianych zależności funkcji potęgowych z różną liczbą zmiennych objaśniających nie wpłynęło wyraźnie na po-

prawę oszacowań. Dlatego też ograniczymy się do podania współczynników elastyczności dochodowej otrzymanych na podstawie modelu (3.12) - tab. 3.10.

T a b e l a 3.10

Współczynniki elastyczności dochodowej obliczone na podstawie modelu (3.12)

Rok	Wartość współczynników elastyczności dochodowej
1973	1,039
1974	0,944
1975	0,927
1976	0,900
1978	0,932
1979	0,904
1980	0,943
1981	0,784
1982	0,750

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Przedstawione współczynniki, w okresie 1974-1980, charakteryzowały się dość wyraźną stabilnością. Dopiero w roku 1981 występuje zdecydowany spadek elastyczności dochodowej. Jest to zapewne związane z wprowadzeniem reglamentacji na te dobra. W roku 1982 reglamentacja została zniesiona, lecz podniesione zostały bardzo znacznie ceny alkoholu. Znalazło to odbicie w kolejnym spadku współczynnika elastyczności dochodowej. Na spadek ten ma także niewątpliwy wpływ nielegalna produkcja alkoholu, jaka się rozwinęła po 1980 r. Wyniki oszacowań uzyskane dla modeli (3.16) - (3.21) są zbliżone do rezultatów otrzymanych dla modeli potęgowych (3.10) - (3.15).

Jedynie dla oceny wyrazu wolnego otrzymano zdecydowanie wyższe wartości sprawdzianu t-Studenta. Przyjmując podobne rozumowanie, jak to przedstawiono przy żywności, na podstawie modelu (3.21) można wy-

znaczyć maksymalny poziom wydatków na alkohol i tytoń - przy nieograniczonym wzroście dochodów. Jest zrozumiałe, że poziom nasycenia będzie się zmieniał wraz ze zmianą cen. Ilustruje to tab. 3.11.

T a b e l a 3.11

Wartości ocen wyrazu wolnego oraz maksymalne wydatki obliczone na podstawie modelu (3.21) dla agregatu napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe

Rok	a_0	$t(a_0)$	Wydatki maksymalne
1973	7,420	71,23	1 669
1974	7,482	60,36	1 776
1975	7,682	74,98	2 169
1976	7,741	81,98	2 301
1978	8,077	53,94	3 220
1979	8,282	67,46	3 952
1980	8,323	87,49	4 117
1981	8,624	168,89	5 564
1982	9,342	170,17	11 407

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

3.2.2.3. Odzież i obuwie

Wydatki na odzież są w dużym stopniu objaśnione przez dochód. Współczynniki determinacji dla modelu (3.9) zawierają się w przedziale 0,723 (w 1981 r.) do 0,877 (w 1978 r.). Oceny a_1 są istotne statystycznie dla wszystkich lat, dla których dysponowaliśmy danymi. Wartości sprawdzianu t-Studenta wynoszą od 8,86 (w 1981 r.) do 13,63 (w 1978 r.). Oceny wyrazu wolnego w omawianym modelu (3.9) dla większości lat są również statystycznie istotne, chociaż warto-

ści sprawdzianu t-Studenta są znacznie niższe i wynoszą od 2,44 w 1981 r. do 4,01 w 1979 r. Dla lat 1973, 1974 oraz 1982 ocena wyrazu wolnego jest statystycznie nieistotna.

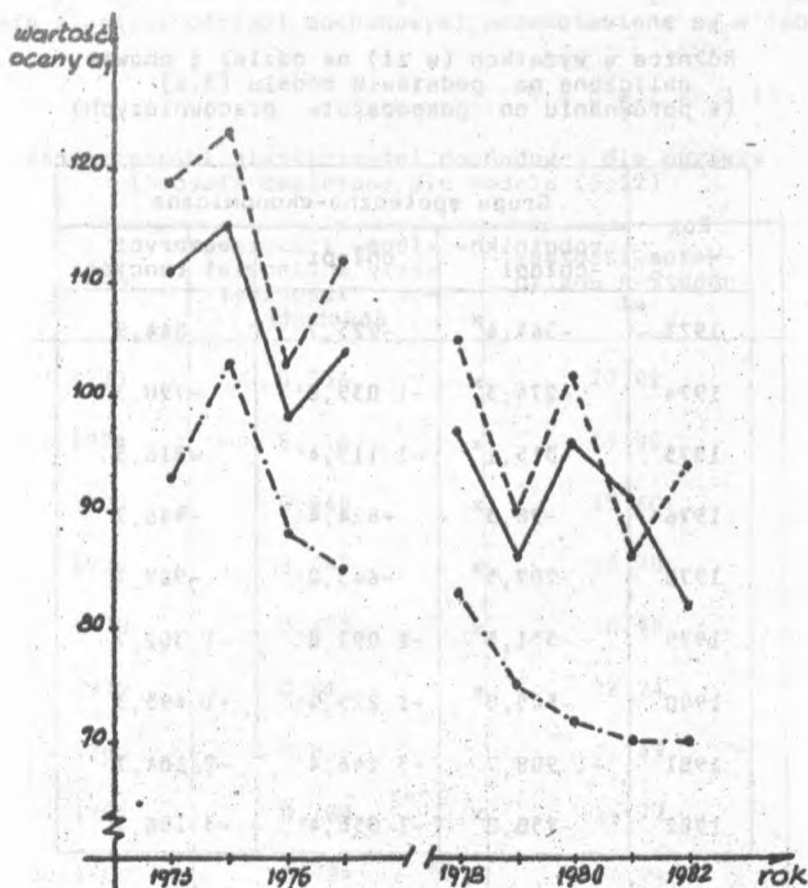
Wprowadzenie do modelu zmiennej demograficznej wpłynęło bardzo niekorzystnie na rezultaty oszacowań. Zwiększyły się dość wyraźnie błędy ocen parametrów, co znalazło odbicie w spadku wartości sprawdzianu t-Studenta oraz współczynników determinacji. Korzystnie natomiast na rezultaty oszacowań wpłynęło wprowadzenie zmiennych zerojedynkowych. Zmniejszyło się dość znacznie odchylenie standardowe reszt, chociaż nie wszystkie oceny parametrów β_s okazały się statystycznie istotne. Oceny parametru α_1 charakteryzują się tendencją spadkową (por. rys. 3.3) od 0,115 w 1974 r. do 0,082 w 1982 r. Można by to uznać za objaw pozytywny, gdyż wskazywałoby to na fakt, iż odzież i obuwie można już zaliczyć do dóbr podstawowych. Wniosek taki byłby jednak uzasadniony tylko wtedy, gdyby podaż odzieży i obuwia była w całym badanym okresie dostateczna. Dostateczna podaż tych dóbr (w ujęciu ilościowym) była zapewne w latach 1973-1979.

W drugiej połowie 1980 mamy już do czynienia z poważnym spadkiem podaży i dlatego obniżenie wartości współczynnika α_1 począwszy od roku 1980 należy uznać za efekt występowania niedostatecznej podaży, a nie efekt "przechodzenia" odzieży i obuwia (zaliczanych obecnie do dóbr wyższego rzędu) do dóbr podstawowych.

Oceny parametrów β_s wskazują, iż wydatki na odzież i obuwie w rodzinach robotniczo-chłopskich niemal w całym okresie (z wyjątkiem 1981 r.) różnią się nieistotnie od wydatków na ten agregat w rodzinach pracowniczych.

Oceny parametru β_1 są wprowadzie dla wszystkich lat ujemne, jednak wartości sprawdzianu t-Studenta są niższe (z wyjątkiem roku 1981) od wartości krytycznej. Jedynie dla roku 1981 otrzymany rezultat wskazuje, iż wydatki na odzież i obuwie w rodzinach robotniczo-chłopskich były niższe o 1909 złotych na osobę. Wynik ten może być skutkiem panującej wtedy sytuacji na rynku. Gorsze zaopatrzenie małych miejscowości w artykuły odzieżowe i obuwnicze uniemożliwiło rodzinom robotniczo-chłopskim wydatkowanie większych kwot na te artykuły.

Oceny parametru β_2 wskazują, iż wydatki na odzież i obuwie w rodzinach chłopskich były w całym badanym okresie mniejsze niż w



Rys. 3.3. Zmienność ocen parametru przy zmiennej dochodowej dla agregatu odzież i obuwie (Na podstawie obliczeń własnych)

rodzinach pracowniczych. Wszystkie oceny są statystycznie istotne. Kwoty, o które różnią się wydatki w poszczególnych latach, podlegają jednakże dość dużym wahaniom. O wielkości różnic w wydatkach na odzież i obuwie informują wyniki zamieszczone w tab. 3.12.

Z tabeli wynika, że wydatki na odzież i obuwie w rodzinach emerytów i rencistów były w całym badanym okresie zdecydowanie niższe od wydatków w rodzinach pracowniczych. Różnice te z wyjątkiem roku

T a b e l a 3.12

Różnice w wydatkach (w zł) na odzież i obuwie
obliczone na podstawie modelu (3.6)
(w porównaniu do gospodarstw pracowniczych)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1973	-364,4 ^x	-925,7	-844,9
1974	-274,3 ^x	-1 039,8	-790,3
1975	-315,1 ^x	-1 115,4	-816,5
1976	-98,3 ^x	-894,4	-946,7
1978	-209,5 ^x	-643,0	-969,1
1979	-531,5 ^x	-1 093,8	-1 302,7
1980	-505,0 ^x	-1 225,4	-1 495,3
1981	-1 908,7	-3 246,4	-2 104,1
1982	-750,8 ^x	-1 050,4	-3 186,9

^x Oceny nieistotne statystycznie przy 5%
poziomie istotności.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

1974 ulegają systematycznemu wzrostowi w czasie. Wzrost cen artykułów żywnościowych spowodował zapewne bardzo wyraźny spadek wydatków na odzież i obuwie. W roku 1982 różnica ta jest już bardzo duża (3187 zł) i świadczy o bardzo trudnej sytuacji materialnej emerytów i rencistów.

Spśród modeli potęgowych i potęgowo-wykładniczych (3.10)-(3.15) za najbardziej przydatny do celów analizy można uznać model (3.12).

Uzyskane dla tego wariantu charakterystyki statystyczne są najkorzystniejsze. Wprawdzie oceny wyrazu wolnego nie dla wszystkich lat są statystycznie istotne, ale podwyższyły się znacznie wartości

sprawdzianu t-Studenta dla ocen a_1 i b_5 . Oceny a_1 , które są jednocześnie elastycznościami dochodowymi, przedstawione są w tab. 3.13.

T a b e l a 3.13

Współczynniki elastyczności dochodowej dla odzieży
i obuwia obliczone dla modelu (3.12)

Rok	Wartości współ- czynników elas- tyczności do- chodowej	Wartości spraw- dzianu t-Studen- ta
1973	0,936	27,02
1974	0,914	17,28
1975	0,868	19,60
1976	0,887	19,70
1978	0,813	18,48
1979	0,801	20,24
1980	0,837	21,49
1981	0,788	16,77
1982	0,904	16,94

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

O względnych odchyleniach wydatków na odzież i obuwie między grupami społeczno-ekonomicznymi informują rezultaty zawarte w tab. 3.14. Podobnie jak dla funkcji liniowej oceny b_1 są dla wszystkich lat ujemne, ale jednocześnie statystycznie nieistotne z wyjątkiem roku 1981. Oceny b_2 są ujemne, lecz dla przeważającej większości lat statystycznie istotne. Nieistotne oceny otrzymano dla lat 1978, 1979 oraz 1982. Oceny b_3 są ujemne dla wszystkich lat. Dla wszystkich lat są też statystycznie istotne. Wartość sprawdzianu t-Studenta zawiera się w przedziale od 3,65 (w 1981 r.) do 7,53 (w 1982 r.).

T a b e l a 3.14

Względne różnice wydatków na odzież i obuwie
w grupach społeczno-ekonomicznych (w %)
obliczone na podstawie modelu (3.12)
(w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Robotniko- -chłopi	Chłopi	Emeryci i renciści
1973	-	75,6	71,7
1974	-	76,3	72,2
1975	-	77,6	73,4
1976	-	83,4	70,7
1978	-	-	75,5
1979	-	-	76,0
1980	-	85,0	73,8
1981	82,9	70,3	77,8
1982	-	-	65,4

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Najbardziej stabilne w czasie są względne odchylenia w wydatkach na odzież i obuwie dla emerytów i rencistów.

Na przestrzeni lat 1973-1981 wydatki w tej grupie stanowiły 71,7-78,0% wydatków rodzin pracowniczych. W 1982 r. wzrosła nie tylko bezwzględna różnica w wydatkach na odzież i obuwie w rodzinach emerytów i rencistów (o czym informowały rezultaty otrzymane dla funkcji liniowych), ale powiększyło się zdecydowanie względne odchylenie tych wydatków. Wydatki w grupie emerytów stanowiły bowiem w tym roku 65,4% wydatków ponoszonych na ten agregat w gospodarstwach pracowniczych.

Wykorzystując rezultaty otrzymane dla funkcji wykładniczych z odwrotnością dochodu - modele (3.16) - (3.21) - można stwierdzić, że zmiany dochodu w wysokim stopniu wyjaśniają zmiany wydatków na o-

dzień i obuwanie. Współczynniki determinacji mieszczą się w przedziale od 0,736 (w 1982 r.) do 0,874 (w 1979 r.).

Wszystkie oceny a_1 są statystycznie istotne w całym badanym okresie. Wartości sprawdzianu t-Studenta wynoszą od 9,15 (w 1982 r.) do 13,87 (w 1973 r.). Istotne są również oceny wyrazu wolnego. Wartości sprawdzianu t-Studenta zmieniają się od 92,71 (w 1974 r.) do 134,46 (w 1981 r.). Informacje te oraz maksymalne teoretyczne wydatki na odzież i obuwanie zamieszczono w tab. 3.15.

T a b e l a 3.15

Wartości ocen wyrazu wolnego i maksymalne teoretyczne
wydatki obliczone na podstawie modelu (3.21)
dla agregatu odzież i obuwanie

Rok	a_0	Wydatki maksymalne a_0 e	Zmiany w sto- sunku do roku poprzedniego w %	Zmiany w stosunku do roku 1973 w %
1973	8,746	6 285	100,0	100,0
1974	8,859	7 037	112,0	112,0
1975	8,934	7 586	107,8	120,7
1976	8,960	7 785	102,6	123,9
1978	9,001	8 111	104,2	129,1
1979	9,200	9 897	122,0	157,5
1980	9,256	10 467	105,8	166,5
1981	9,579	14 458	138,1	230,0
1982	9,871	19 361	133,9	308,1

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Wprowadzenie zmiennych zerojedynkowych do modelu (3.18) wpłynęło korzystnie na podwyższenie wartości współczynników determinacji oraz wartości sprawdzianu t-Studenta.

Oceny a_1 uległy niewielkim zmianom w porównaniu z ocenami w modelu (3.21). Wnioski dotyczące wprowadzenia zmiennych demograficznych do modelu (3.6), (3.7), (3.19), (3.20) są analogiczne do wniosków przedstawionych przy analizie dla agregatu żywność.

3.2.2.4. Mieszkanie

Agregat ten składa się z dużej liczby różnorodnych pod względem użytkowym pozycji, takich jak meble, artykuły tekstylne, wyposażenie mieszkania, usługi remontowo-budowlane, czynsz, inne opłaty związane z nabyciem i posiadaniem mieszkania. Na przestrzeni badanego okresu zmiany zachodzące w tym agregacie charakteryzowały się różnymi tendencjami. Miało to niewątpliwy wpływ na uzyskane i przedstawione poniżej przez autorów wyniki oszacowań.

Pomimo poczynionych zastrzeżeń można stwierdzić, że wydatki na mieszkanie dobrze objaśniane są przez dochód. Współczynniki determinacji dla modelu (3.9) zmieniają się od 0,808 (w 1981 r.) do 0,959 (w 1978 r.). Oceny parametru przy dochodzie są statystycznie istotne. Wartości statystyki t-Studenta dla tego oszacowania wynoszą od 11,22 (w 1981 r.) do 24,63 (w 1978 r.). Przebieg zmienności ocen a_1 dla wybranych modeli przedstawia rys. 3.4.

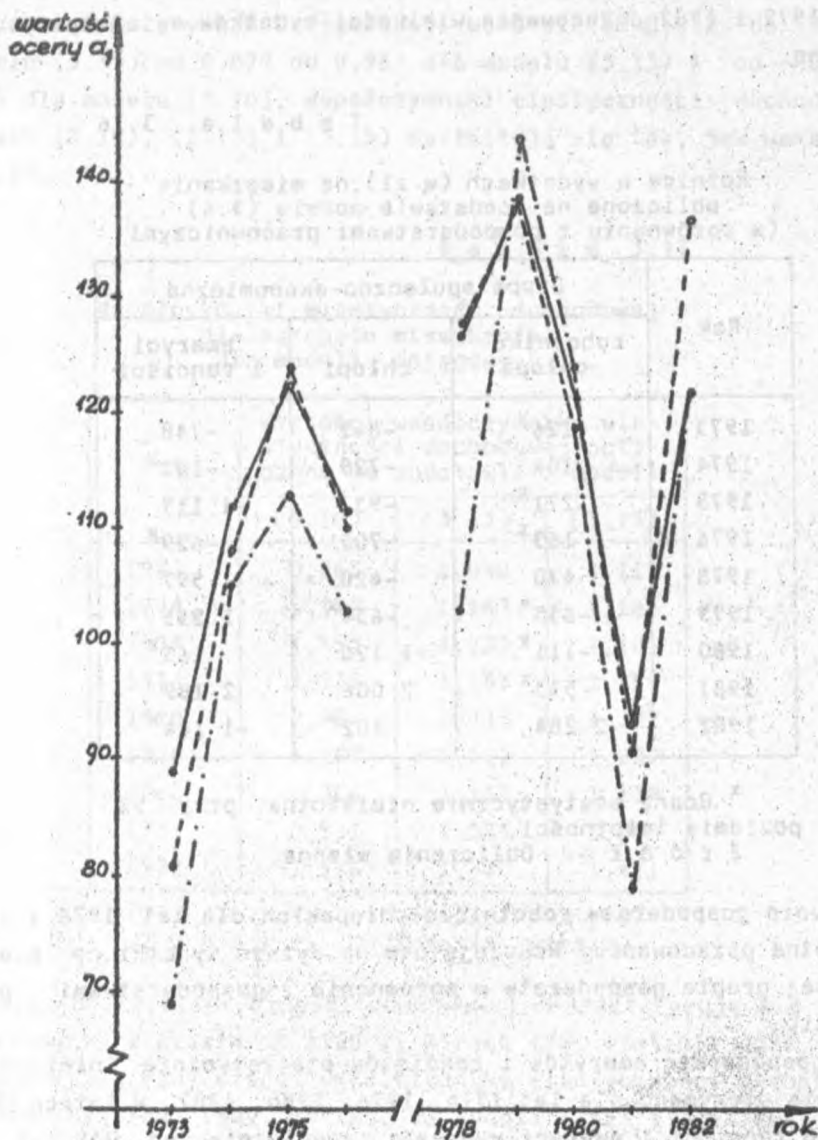
Oceny wyrazu wolnego natomiast w sześciu przypadkach są statystycznie nieistotne. Tylko dla lat 1978, 1979, 1982 ocena wyrazu wolnego jest statystycznie istotna.

Uzupełnienie modelu zmiennymi zerojedynkowymi – model (3.6) – w znaczący sposób wpłynęło na polepszenie oszacowań. Wzrosła wartość współczynnika determinacji i waha się w granicach od 0,887 (w 1981 r.) do 0,981 (w 1975 r.), równocześnie obniżeniu uległo odchylenie standardowe reszt.

Zróżnicowanie wydatków na mieszkanie w grupach społeczno-ekonomicznych jest statystycznie istotne tylko dla chłopów (za wyjątkiem roku 1982, w którym to oszacowanie parametru β_2 jest statystycznie nieistotne).

Wprowadzenie zmiennych demograficznych do modelu nie spowodowało istotnych zmian w oszacowaniu wydatków na mieszkanie. Zarówno w modelu (3.7), jak i (3.8) oszacowania parametru α_2 i α_3 są statystycznie nieistotne dla wszystkich lat poza rokiem 1982. W modelu (3.7) wartość sprawdzianu t-Studenta $t(a_2)$ dla tego roku wynosi 3,62, a $t(a_3) = 3,88$ w modelu (3.8).

Z zamieszczonych w tab. 3.16 danych wynika, że wydatki na mieszkanie jedynie w rodzinach chłopskich różnią się istotnie od wydatków w rodzinach pracowniczych, przy czym w latach 1973-1980 były niższe od 420 zł (w 1978 r.) do 1120 zł (w 1980 r.) na osobę



Rys. 3.4. Zmienność ocen parametru przy zmiennej dochodowej dla agregatu mieszkanie
(Na podstawie obliczeń własnych)

rocznie. Dla roku 1981 w rodzinach chłopskich wydawało się przeciętnie o 2006 zł więcej na mieszkanie niż w rodzinach pracowniczych. Dla lat 1979 i 1982 oszacowania wielkości wydatków są statystycznie nieistotne.

T a b e l a 3.16

Różnice w wydatkach (w zł) na mieszkanie
obliczone na podstawie modelu (3.6)
(w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1973	-126 ^x	-842	-748
1974	104 ^x	-729	-182 ^x
1975	271 ^x	-937	-1 115
1976	163 ^x	-709	-629 ^x
1978	470	-420	-1 597
1979	-655 ^x	-634 ^x	1 235
1980	-111 ^x	-1 120	165 ^x
1981	533 ^x	2 006	2 189
1982	2 284	102 ^x	-1 144 ^x

^x Ocena statystycznie nieistotna przy 5%
poziomie istotności.

Źródło: Obliczenia własne.

W grupie gospodarstw robotniczo-chłopskich dla lat 1978 i 1982 mamy istotne oszacowania. Wskazują one na wyższe wydatki na mieszkanie w tej grupie gospodarstw w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi.

Dla gospodarstw emerytów i rencistów statystycznie nieistotne oszacowania otrzymano dla lat 1974, 1976, 1980, 1982. W latach 1973, 1975, 1978 renciści i emeryci wydawali przeciętnie od 748 zł do 1597 zł mniej na omawiany agregat niż w gospodarstwach pracowniczych. Natomiast w latach 1979 i 1981 wydawali od 1235 zł do 2189 zł więcej na osobę niż w gospodarstwach pracowniczych.

Uzyskane rezultaty oszacowań dla modeli liniowych znalazły pełne potwierdzenie w wynikach uzyskanych dla modeli potęgowych. Zbliżone są do nich także oszacowania dla modeli wykładniczych z od-

wrotnością dochodu. Należy jednak zwrócić uwagę na nieco lepszy stopień objaśnienia zmienności wydatków na mieszkanie w funkcjach potęgowych - współczynnik determinacji waha się od 0,872 do 0,961 dla modelu (3.15), od 0,877 do 0,967 dla modelu (3.13) i od 0,945 do 0,985 dla modelu (3.10). Współczynniki elastyczności dochodowej w modelach (3.10), (3.13) i (3.15) kształtują się tak, jak wskazuje tab. 3.17.

T a b e l a 3.17

Współczynniki elastyczności dochodowej
dla agregatu mieszkanie
dla modeli potęgowych

Rok	Wartości współczynnika elastyczności dochodowej obliczone na podstawie modeli		
	(3.10)	(3.13)	(3.15)
1973	0,865	1,040	1,119
1974	1,142	1,163	1,183
1975	1,153	1,232	1,185
1976	1,138	1,185	1,154
1978	0,926	1,335	1,322
1979	1,288	1,217	1,207
1980	1,206	1,157	1,138
1981	0,931	1,007	1,008
1982	1,566	1,570	1,411

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Współczynniki elastyczności dochodowej charakteryzują się dużą stabilnością w czasie do 1980 r. W roku 1981 wystąpił dość wyraźny spadek. Znaczny wzrost współczynnika elastyczności dochodowej obserwujemy dla roku 1982. Wartość ta wynosi 1,411 i jest ona największa w badanym okresie. Wynika to zapewne ze wzrostu cen artykułów wchodzących w skład tego agregatu, jaki miał miejsce w 1982 r.

Rezultaty otrzymane dla modelu (3.21) informują, że dochód objaśnia ok. 90% zmiany wydatków na mieszkanie. Jedynie dla lat 1981 i 1982 stopień objaśnienia jest nieznacznie niższy od 90%.

Wartości sprawdzianu t-Studenta uzyskane dla ocen a_1 są wyso-

kie, zawierają się bowiem w granicach od 14,06 (1981 r.) do 29,32 (1978 r.). Bardzo dobre charakterystyki statystyczne uzyskano dla wyrazu wolnego. Oceny a_0 oraz obliczone na ich podstawie maksymalne (teoretyczne) wydatki na mieszkanie zamieszczone są w tab. 3.18.

T a b e l a 3.18

Wartości ocen wyrazu wolnego oraz maksymalne teoretyczne wydatki dla agregatu mieszkanie obliczone na podstawie modelu (3.21)

Rok	a_0	Wydatki maksymalne e_{a_0}	Zmiany w stosunku do roku poprzedniego w %	Zmiany w stosunku do roku 1973 w %
1973	8,537	5 100,0	100,0	100,0
1974	8,814	6 727,8	113,9	113,9
1975	9,072	8 708,0	129,4	170,7
1976	9,014	8 217,3	94,4	161,1
1978	9,369	11 719,4	142,6	229,8
1979	9,509	13 480,5	115,0	264,3
1980	9,429	12 444,1	92,3	244,0
1981	9,563	14 228,5	114,3	279,0
1982	10,299	29 702,9	208,8	582,4

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Informacje zamieszczone w tab. 3.18 wskazują, że wzrost poziomu nasycenia wydatków dla agregatu mieszkanie w 1982 r. jest ponad dwukrotny. Mimo to wzrost ten należy uznać za stosunkowo niewielki w porównaniu z rezultatami otrzymanymi dla innych agregatów. Zostało to spowodowane poważnym obniżeniem się podaży artykułów niezbędnych do wyposażenia mieszkania. Mimo wzrostu cen na te artykuły, wydatki nie mogły więc ulec proporcjonalnemu zwiększeniu.

3.2.2.5. Opał, energia elektryczna i ciepła

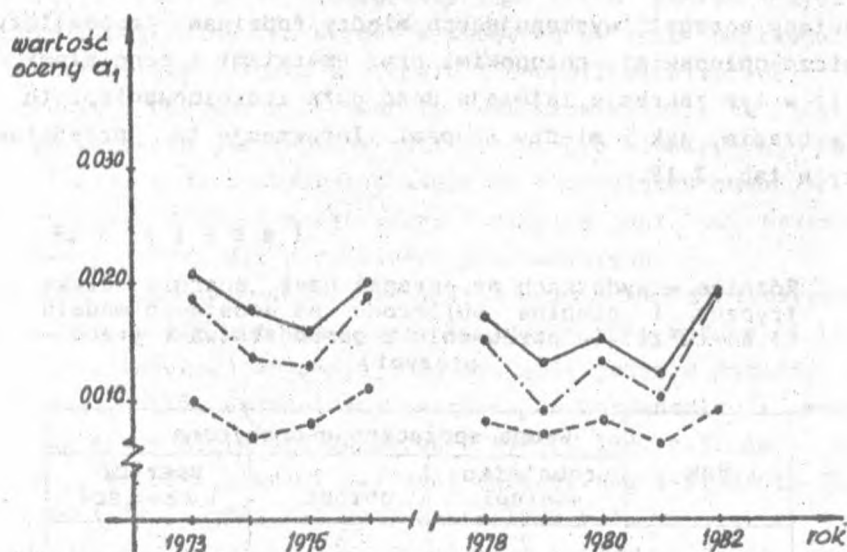
Związek między wydatkami na opał, energię elektryczną i ciepłą a dochodem nie jest zbyt silny, na co wskazują niskie stosunkowo wartości współczynników determinacji od 0,353 (w 1982 r.) do 0,533

(w 1973 r.). Wprowadzie oceny a_1 są statystycznie istotne w całym badanym okresie (wartości sprawdzianu t-Studenta zawierają się w przedziale 4,05-5,85), lecz jest to następstwem stosunkowo niewielkiej wariancji wydatków na omawiany agregat. Przebieg zmienności ocen a_1 w badanym okresie przedstawia rys. 3.5. Standardowe odchylenie reszt, podobnie jak i dla poprzednio omawianych agregatów, wykazuje wyraźny wzrost w czasie i w poszczególnych latach wynosi (w zł):

1973	-	231	1979	-	280
1974	-	255	1980	-	309
1975	-	287	1981	-	456
1976	-	303	1982	-	895
1978	-	288			

Szczególnie wysoki wzrost obserwujemy dla 1982 r. Jest to następstwem wzrostu czynszów oraz opłat za energię elektryczną i gaz.

Wprowadzenie do modelu zmiennej demograficznej wpłynęło na



Rys. 3.5. Zmienność ocen parametru przy zmiennej dochodowej dla agregatu opał, energia elektryczna i ciepła
(Na podstawie obliczeń własnych)

wzrost wartości współczynników determinacji od 0,843 (w 1982 r.) do 0,915 (w 1979 r.), ale jednocześnie spowodowało duże zmiany ocen parametrów przy dochodzie (por. przebieg linii na rys. 3.5 dla modelu (3.7) i (3.9). Obniżyły się także wartości sprawdzianu t-Studenta dla tej oceny.

Wszystkie oceny a_2 (przy zmiennej demograficznej) są ujemne i wykazują wyraźną zmianę w czasie. Systematyczny wzrost w czasie wartości bezwzględnej ocen parametru α_2 wpłynął jednocześnie na spadek odchylenia standardowego reszt (121 w 1973 r. - 449 w 1982 r.) w porównaniu z rezultatami otrzymanymi dla modelu (3.9). Zbliżone wyniki otrzymano również dla modelu (3.8), w którym czynniki demograficzne były reprezentowane przez przeciętną liczbę jednostek konsumpcyjnych. Najlepsze rezultaty spośród funkcji liniowych otrzymano dla modelu (3.6), w którym obok dochodu wprowadzono zmienne zerojedynkowe pozwalające na uwzględnienie przynależności do odpowiedniej grupy społeczno-ekonomicznej. Współczynniki determinacji są wysokie dla wszystkich lat i wynoszą od 0,908 (w 1975 r.) do 0,945 (w 1973 r.). Oceny b_s informujące o różnicach w wydatkach na omawiany agregat, występujących między rodzinami pracowniczymi a robotniczo-chłopskimi, chłopskimi oraz emerytami i rencistami wskazują, iż w tym zakresie istnieje dość duże zróżnicowanie, i to zarówno w czasie, jak i między grupami. Informacje te przedstawione zostały w tab. 3.19.

T a b e l a 3.19

Różnice w wydatkach na agregat opał, energia elektryczna i ciepła obliczone na podstawie modelu (3.6) (w zł) (w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1	2	3	4
1973	-172	-98	374
1974	-173	-83 ^x	424
1975	-173	-89 ^x	479
1976	-135	-89 ^x	552
1978	-128 ^x	-37 ^x	525
1979	-144	2 ^x	485

Tabela 3.19. (cd.)

1	2	3	4
1980	-126	-28 ^x	585
1981	-292	-267	723
1982	-216	-100 ^x	1 771

^x Ocena statystycznie nieistotna przy 5% poziomie istotności.

Źródło: Obliczenia własne.

W rodzinach robotniczo-chłopskich wydatki na opał, energię elektryczną i ciepłą były niższe w całym badanym okresie. Różnice te nie są wprawdzie zbyt duże, ale statystycznie istotne, z wyjątkiem 1978 r. Dla rodzin chłopskich różnice w wydatkach są statystycznie nieistotne, z wyjątkiem 1973 i 1981 r. Wyższe natomiast wydatki na omawiany agregat obserwujemy u emerytów i rencistów. Zaobserwować można także bardzo szybki wzrost różnic w wydatkach w badanym okresie. Dotyczy to szczególnie 1982 r., w którym wystąpił prawie dwu i półkrotny ich wzrost w stosunku do roku poprzedniego. Jest to następstwem wzrostu cen opału i energii elektrycznej. Emeryci i renciści posiadają przeważnie, duże mieszkania, i to znalazło odbicie we wzroście wydatków na opał i energię elektryczną. Ponadto niska liczba osób w rodzinach emerytów i rencistów powoduje, że wydatek na opał, energię elektryczną i ciepłą jest we wszystkich latach zawsze wyższy niż w rodzinach pracowniczych.

Dla modeli potęgowych otrzymane charakterystyki statystyczne są dość wyraźnie wyższe niż dla modeli liniowych. Dla modelu (3.15), w którym w roli zmiennej objaśniającej wystąpił jedynie dochód, wartości współczynników determinacji wzrosły, w porównaniu z modelem (3.9), i zawierają się w granicach od 0,472 (w 1982 r.) do 0,630 (w 1973 r.). Wzrosły również wartości sprawdzianu t-Studenta dla ocen a_1 - od 5,18 (w 1982 r.) do 7,15 (w 1973 r.).

Współczynniki elastyczności dochodowej wykazują dość znaczne zróżnicowanie w czasie. W poszczególnych latach wynosiły:

1973 r. - 0,754	1979 r. - 0,545
1974 r. - 0,663	1980 r. - 0,589
1975 r. - 0,639	1981 r. - 0,602
1976 r. - 0,710	1982 r. - 0,675
1978 r. - 0,592	

Przyjęcie funkcji potęgowej oraz wprowadzenie zmiennych zero-jedynkowych wpłynęło bardzo korzystnie na rezultaty oszacowań. Wzrosły wyraźnie wartości sprawdzianu t-Studenta (13,79 w 1979 r. - 25,54 w 1973 r.) dla ocen a_1 . Zmalały również błędy ocen parametrów β_5 , z czego wynika, że względne zróżnicowanie wydatków w grupach społeczno-ekonomicznych jest bardziej stabilne niż różnice bezwzględne. Świadczą o tym rezultaty zawarte w tab. 3.19.

Z tab. 3.20 wynika, że względne zróżnicowanie wydatków w rodzinach robotniczo-chłopskich jest statystycznie istotne we wszystkich latach. Znacznie wyższe są także wartości sprawdzianu t-Studenta (2,91 w 1982 r. - 7,20 w 1973 r.) niż dla funkcji liniowej (1,37 w 1982 r. - 4,12 w 1973 r.). Dla rodzin chłopskich otrzymano też istotne różnice w latach 1973, 1976, 1981, podczas gdy dla modelu liniowego (3,12) istotne oceny uzyskano tylko w latach 1973 i 1981.

Największe zróżnicowanie wydatków na opał, energię elektryczną i ciepłą zaobserwowano, podobnie jak na podstawie modeli liniowych, dla emerytów i rencistów. Względne zróżnicowanie wydatków w czasie jest znacznie mniejsze niż różnice w wydatkach bezwzględnych, ponieważ te pierwsze wahają się od 151,3 do 173,3%, natomiast w drugich - obserwujemy prawie pięciokrotny wzrost.

T a b e l a 3.20

Względne zróżnicowanie, wydatków na agregat opał, energia elektryczna i ciepła obliczone na podstawie modelu (3.12) (w %) (w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1	2	3	4
1973	73,7	86,8	159,5
1974	74,7	90,5 ^x	161,9
1975	77,3	91,3 ^x	164,9
1976	80,3	91,9	169,2
1978	84,8	97,0 ^x	156,7
1979	85,5	98,5 ^x	151,3

Tabela 3.20 (cd.)

1	2	3	4
1980	86,3	98,9 ^x	157,8
1981	76,5	97,9	157,9
1982	90,4	97,1 ^x	173,3

^x Oceny statystyczne nieistotne przy 5% poziomie istotności.
Źródło: Obliczenia własne.

Uwzględnienie w modelach dochodu, zmiennych demograficznych oraz zmiennych zerojedynkowych wpłynęło wprawdzie na wzrost współczynnika determinacji, lecz spowodowało zmiany ocen przy dochodzie. Obniżyły się także wartości sprawdzianu t-Studenta. Wzrost wartości współczynników determinacji był niewielki: z 0,970 dla modelu (3.12) - na 0,974 dla modelu (3.10) w 1982 r. oraz z 0,975 dla modelu (3.12) - do 0,980 dla modelu (3.10) w 1973 r., natomiast spadek wartości sprawdzianu t-Studenta dla wszystkich ocen parametrów jest bardzo znaczny.

Dla funkcji wykładniczej z odwrotnością dochodu (3.21) otrzymane charakterystyki statystyczne są lepsze niż dla modelu potęgowego (3.15). Dotyczy to w szczególności wartości sprawdzianu t-Studenta dla ocen a_0 , które zawierają się w granicach od 54,03 (w 1974 r.) do 69,21 (w 1980 r.). Wyższe są także na ogół wartości współczynników determinacji oraz wartości sprawdzianu t-Studenta dla ocen a_1 . Wykorzystując oceny parametru α_0 wyznaczono, podobnie jak dla poprzednich agregatów, maksymalny (teoretyczny) poziom wydatków na opał, energię elektryczną i ciepłą. Informacje te zawarte są w tab. 3.21.

Z tabeli 3.21 wynika, że maksymalny poziom wydatków systematycznie wzrasta. Do roku 1981 wzrost ten był umiarkowany. Gwałtowna zmiana nastąpiła dopiero w 1982 r. Zmiana ta jest następstwem zmian cen i gwałtownego pogorszenia się sytuacji materialnej ludności. Zaobserwowane zmiany są szczególnie niekorzystne z punktu widzenia konsumenta, ponieważ dotyczą agregatu, na który wydatki należy zaliczyć do niezbędnych, a więc zaspokajających elementarne potrzeby ludności. Jest także zrozumiałe, że spowoduje to największe obciążenie rodzin najuboższych.

Maksymalny (teoretyczny) poziom wydatków na agregat opał,
energia elektryczna i ciepła,
obliczony na podstawie modelu (3.21)

Rok	a_0	Wydatki maksymalne a_0 e	Zmiana w stosunku do roku poprzed- niego w %	Zmiana w stosunku do roku 1973 w %
1973	7,225	1 373	100,0	100,0
1974	7,248	1 405	102,3	102,3
1975	7,313	1 500	106,7	109,2
1976	7,437	1 698	113,2	123,7
1978	7,437	1 698	100,0	123,7
1979	7,530	1 863	109,7	135,7
1980	7,589	1 976	112,5	143,9
1981	7,672	2 147	108,7	156,4
1982	8,529	5 059	235,6	368,5

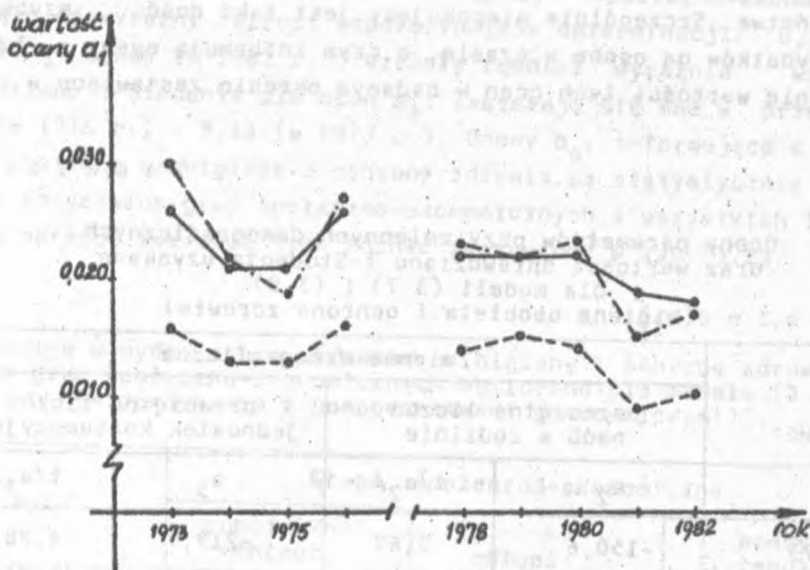
Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

3.2.2.6. Higiena osobista i ochrona zdrowia

Zmienność wydatków na higienę osobistą i ochronę zdrowia jest objaśniona przez dochód w granicach od 33,6% (w 1981 r.) do 51,7% (w 1973 r.). Oceny parametru α_1 są statystycznie istotne dla wszystkich lat, z których pochodziły dane empiryczne. Przebieg zmienności ocen a_1 w czasie przedstawiono na rys. 3.6.

Wartość sprawdzianu t-Studenta zawiera się w przedziale 3,90 (w 1981 r.) - 5,66 (w 1973 r.). Odchylenie standardowe reszt w badanym okresie, z pewnymi wyjątkami (dotyczy to 1974 i 1978 r.) wykazuje tendencję rosnącą. Wielkości tej charakterystyki w badanym okresie były następujące (w zł):

1973 r. - 228	1979 r. - 474
1974 r. - 288	1980 r. - 509
1975 r. - 358	1981 r. - 843
1976 r. - 418	1982 r. - 841
1978 r. - 381	



Rys. 3.6. Zmienność ocen a_1 parametru przy zmiennej dochodowej dla agregatu higiena osobista i ochrona zdrowia
(Na podstawie obliczeń własnych)

Wprowadzenie zmiennych demograficznych, które w tym przypadku powinny mieć wyraźny wpływ, spowodowało wzrost wartości współczynników determinacji dla modelu (3.7) od 0,614 (w 1976 r.) do 0,704 (w 1978 r.).

Oceny a_2 są wprawdzie statystycznie istotne dla wszystkich lat, ale są one ujemne, co jest niezgodne z analizą merytoryczną. Można bowiem oczekiwać, iż wzrost liczby osób w rodzinie spowoduje wzrost wydatków na higienę i ochronę zdrowia. Okazało się, że takie rozumowanie nie znalazło potwierdzenia w wynikach empirycznych. Z rezultatów, które otrzymano dla modelu (3.7) wynika, że wzrost liczby osób w rodzinie o jedną osobę powodował spadek wydatku na higienę i ochronę zdrowia średnio o ok. 151 zł w 1973 r. a w 1982 r. aż o 591 zł.

Podobne rezultaty, chociaż wyższe co do wartości bezwzględnej, otrzymano również dla modelu (3.8). Średni spadek wydatków na osobę na higienę i ochronę zdrowia, przy wzroście rodziny o jedną jednostkę konsumpcyjną, wynosił w 1973 r. ok. 220 a w 1982 r. - 818 zł. Jest to zjawisko wysoce niekorzystne, świadczy o niskiej kulturze

społeczeństwa. Szczególnie niepokojący jest fakt dość szybkiego spadku wydatków na osobę w czasie, o czym informują oceny a_2 lub a_3 . Odpowiednie wartości tych ocen w badanym okresie zestawiono w tab. 3.22.

T a b e l a 3.22

Oceny parametrów przy zmiennych demograficznych
oraz wartości sprawdzianu t-Studenta uzyskane
dla modeli (3.7) i (3.8)
(higiena osobista i ochrona zdrowia)

Rok	Zmienne demograficzne			
	przeciętna liczba osób w rodzinie		przeciętna liczba jednostek konsumpcyjnych	
	a_2	$t/a_2/$	a_3	$t/a_3/$
1973	-150,6	3,67	-219,7	4,28
1974	-167,6	4,29	-237,2	4,94
1975	-192,8	4,13	-277,5	4,82
1976	-199,7	3,58	-284,7	4,25
1978	-216,3	4,34	-304,2	4,92
1979	-271,8	4,00	-420,5	5,33
1980	-298,8	4,26	-426,4	4,82
1981	-601,3	7,93	-831,6	6,85
1982	-590,6	5,63	-817,9	6,42

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Wyniki zamieszczone w tab. 3.22 informują, że przeciętna liczba jednostek konsumpcyjnych okazała się w tym przypadku nieco lepszą zmienną objaśniającą niż przeciętna liczba osób w rodzinie. Wskazują na to wyższe wartości (z wyjątkiem 1981 r.) sprawdzianu t-Studenta. Taki rezultat wydaje się uzasadniony także i dlatego, że zmienna zdefiniowana jako przeciętna liczba jednostek konsumpcyjnych zawiera w sobie więcej informacji - uwzględnia bowiem różnicowanie według wieku i płci - niż przeciętna liczba osób w rodzinie.

Lepsze (w świetle przyjętych kryteriów statystycznych) rezultaty dla ocen a_3 niż dla ocen a_2 wynikają prawdopodobnie z faktu słabszego nieco skorelowania zmiennej $L_{js}^{(t)}$ niż zmiennej $N_{js}^{(t)}$ z dochodem (por. tab. 3.1).

Uwzględnienie przynależności do grupy społeczno-ekonomicznej wpłynęło na wyraźny wzrost współczynników determinacji: 0,762 (w 1976 r.) - 0,846 (w 1982 r.). Wzrosły również wyraźnie wartości sprawdzianu t-Studenta dla ocen a_1 . Zawierają się one w przedziale 7,11 (w 1976 r.) - 9,18 (w 1973 r.). Oceny b_s , informujące o różnicy w wydatkach na higienę i ochronę zdrowia, są statystycznie istotne dla wszystkich grup społeczno-ekonomicznych i wszystkich lat badanego okresu. Wartości tych różnic zestawiono w tab. 3.23.

T a b e l a 3.23

Różnice w wydatkach w zł/osobę na higienę i ochronę zdrowia dla grup społeczno-ekonomicznych obliczone dla modelu (3.6)
(w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1973	-315	-336	209
1974	-302	-315	251
1975	-344	-394	287
1976	-335	-397	371
1978	-386	-428	305
1979	-538	-595	329
1980	-507	-568	423
1981	-996	-1 163	556
1982	-1 095	-1 128	527

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Z informacji zamieszczonych w tab. 3.23 wynika, że wydatki na higienę i ochronę zdrowia były w całym badanym okresie niższe dla rodzin robotniczo-chłopskich i chłopskich od wydatków ponoszonych na ten agregat w rodzinach pracowniczych.

Kwoty tych różnic wykazują dość wyraźną tendencję rosnącą w czasie. W rodzinach emerytów i rencistów wydatki na omawiany agregat są wyższe w każdym roku od wydatków w rodzinach pracowniczych. Kwoty tych różnic ulegają również zwiększeniu w czasie, chociaż wzrost ten nie jest tak regularny, jak dla robotniko-chłopów i chłopów. Informacje zawarte w tab. 3.23 wskazują więc, że nie ma żadnych prze-

słanek, aby twierdzić, iż występuje tu jakakolwiek tendencja do zacierania się różnic między grupami społeczno-ekonomicznymi.

Uwzględnienie w modelach wszystkich branych pod uwagę w prezentowanych badaniach zmiennych objaśniających, to jest dochodów, zmiennych demograficznych i zmiennych zerojedynkowych - model (3.4) i model (3.5) - nie dało pozytywnych rezultatów. Wynika to z występowania silnej korelacji między przeciętną liczbą osób w rodzinie i przeciętną liczbą jednostek konsumpcyjnych a zmienną s_3 .

Dla modeli potęgowych (3.10) - (3.15) otrzymane charakterystyki statystyczne są dość wyraźnie lepsze niż dla modeli liniowych. Wskazują na to wyższe wartości współczynników determinacji, które dla modelu (3.15) wynoszą od 0,427 (w 1981 r.) do 0,648 (w 1973 r.). Wyższe są również wartości sprawdzianu t-Studenta dla ocen a_1 . Zawierają się one w przedziale 4,73 (w 1981 r.) - 7,43 (w 1973 r.). Oceny te, będące jednocześnie elastycznością dochodową, są w badanym okresie dość stabilne i w poszczególnych latach wynoszą:

1973 r. -	1,011	1979 r. -	0,807
1974 r. -	0,898	1980 r. -	0,791
1975 r. -	0,862	1981 r. -	0,800
1976 r. -	0,894	1982 r. -	0,856
1978 r. -	0,848		

Bardzo dobre rezultaty otrzymano dla modelu (3.12), dla którego współczynniki elastyczności nieznacznie tylko różnią się od współczynników otrzymanych dla modelu (3.15). Zdecydowanie wyższe natomiast są wartości sprawdzianu t-Studenta, które wynoszą od 14,31 (w 1981 r.) do 25,77 (w 1973 r.) oraz wartości współczynników determinacji, które wynoszą od 0,931 (w 1976 r.) do 0,974 (w 1973 r.). Zdecydowanie wyższe są również wartości sprawdzianu t-Studenta dla ocen b_5 - informujących o względnym zróżnicowaniu wydatków na higienę i ochronę zdrowia w grupach społeczno-ekonomicznych. Informacje te zawarte są w tab. 3.24.

Z tab. 3.24 wynika, że w latach 1973-1980 występowała wyraźna, chociaż powolna, tendencja do zmniejszenia się względnych różnic w wydatkach na higienę i ochronę zdrowia w rodzinach robotniczo-chłopskich. Rok 1981 przyniósł gwałtowne załamanie się tej tendencji, wywołując spadek wydatków na higienę i ochronę zdrowia. W rodzinach chłopskich względne zróżnicowanie wydatków na higienę i ochronę zdrowia miało podobny przebieg jak w rodzinach robotniko-chłopów do

T a b e l a 3.24

Względne zróżnicowanie wydatków na higienę i ochronę zdrowia
w grupach społeczno-ekonomicznych obliczone na podstawie
modelu (3.12) w %
(w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1973	57,0	55,6	132,2
1974	60,6	61,1	139,0
1975	62,3	60,2	135,3
1976	64,3	61,1	139,7
1978	64,4	63,4	130,9
1979	61,4	61,0	127,1
1980	65,4	64,3	131,9
1981	50,4	43,9	131,1
1982	55,8	54,9	121,0

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

roku 1980. Głębszy był natomiast spadek wydatków w roku 1981. Wydatki w rodzinach chłopskich wynosiły w tym roku zaledwie 43,9% wydatków ponoszonych na ten agregat w rodzinach pracowniczych. Było to zapewne spowodowane trudnościami w nabyciu środków higienicznych oraz leków, jakie wówczas wystąpiły. Był to bowiem rok najgłębszego kryzysu w odniesieniu do omawianego agregatu dóbr. Wprowadzono reglamentację mydła, proszków do prania, brak było leków i innych środków higieny osobistej. Dotknęło to w szczególności rodziny zamieszkujące na wsiach, gdzie zaopatrzenie było znacznie gorsze niż w miastach.

Z tab. 3.24 wynika, że wydatki na higienę i ochronę zdrowia były wyższe jedynie w rodzinach emerytów i rencistów. Wynikało to prawdopodobnie stąd, iż konsumenci należący do tej grupy nie mogli ze względu na stan zdrowia zrezygnować z wydatków np. na leki czy inne środki higieny osobistej. Często też ponosili wyższe koszty, nabywając leki pochodzenia zagranicznego lub od spekulantów. W nieco lepszej sytuacji byli konsumenci młodszy, którzy mogli często zrezygnować z nabywania niektórych artykułów zaliczanych do omawianego agregatu.

Uwzględnienie w modelach (3.10) i (3.11) wszystkich zmiennych objaśniających wpłynęło niekorzystnie na wartości ocen parametrów oraz na wartości sprawdzianu t-Studenta, i tak np. wartości te dla ocen b_3 w modelu (3.10) stały się statystycznie nieistotne (wartości sprawdzianu t-Studenta wynoszą zaledwie 0,01-1,84). Oceny parametrów są ujemne dla wszystkich lat, podczas gdy zarówno dla modelu liniowego (3.6), jak i potęgowego (3.12) były dodatnie i statystycznie istotne.

Podany przykład jest, jak się wydaje, wystarczającym argumentem przemawiającym za wprowadzeniem do modelu tylko takich zmiennych objaśniających, które są między sobą nieskorelowane. Silna korelacja prowadzi bowiem nie tylko do wzrostu błędów ocen parametrów, ale uniemożliwia nadanie ocenom parametrów odpowiedniej interpretacji merytorycznej.

Otrzymane charakterystyki statystyczne dla modeli (3.16) - (3.21) są zbliżone do charakterystyk otrzymanych dla modeli potęgowych z wyjątkiem ocen i wartości sprawdzianu t-Studenta dla wyrazu wolnego. Wartości te dla modelu (3.21) są bardzo wysokie i wynoszą od 42,46 (w 1974 r.) do 52,14 (w 1980 r.). Jeszcze wyższe są wartości sprawdzianu t-Studenta dla a_0 , uzyskane dla modelu (3.18), wynoszące bowiem od 76,76 (w 1976 r.) do 115,45 (w 1982 r.). Oceny b_3 dla modelu (3.12) są zbliżone do ocen uzyskanych dla modelu (3.18). Nieco niższe są natomiast dla modelu (3.18) wartości sprawdzianu t-Studenta oraz wartości współczynników determinacji.

Maksymalny teoretyczny wydatek na higienę i ochronę zdrowia, podobnie jak dla poprzednich agregatów, ulega systematycznemu wzrostowi w czasie. Informują o tym wyniki obliczeń zawarte w tab. 3.25.

T a b e l a 3.25

Maksymalny, teoretyczny poziom wydatków na agregat higiena i ochrona zdrowia obliczony na podstawie modelu (3.21)

Rok	a_0	Wydatki maksymalne a_0 e_0	Zmiana w stosunku do roku po- przedniego w %	Zmiana w stosunku do roku 1973 w %
1	2	3	4	5
1973	7,141	1 263	100,0	100,0
1974	7,170	1 300	102,9	102,9

Tabela 3.25 (cd.)

1	2	3	4	5
1975	7,302	1 483	114,1	117,4
1976	7,359	1 570	105,9	124,3
1978	7,518	1 841	129,2	145,8
1979	7,732	2 280	123,9	180,5
1980	7,785	2 404	117,1	190,3
1981	7,885	2 657	110,5	210,4
1982	8,300	4 024	151,4	318,6

Źródło: Obliczenia własne.

Jak wynika z tab. 3.25, niewielki wzrost poziomu nasycenia występował tylko w latach 1974-1976. Od roku 1978 obserwujemy znacznie szybszy przyrost, co spowodowane zostało wzrostem cen artykułów należących do omawianego agregatu. Gwałtowny wzrost wystąpił w roku 1982. Maksymalny, teoretyczny wydatek wzrósł bowiem ponad trzykrotnie w stosunku do wyjściowego 1973 r.

3.2.2.7. Kultura, oświata, wychowanie, sport turystyka i wypoczynek

Model (3.9) średnio tylko w 50% objaśnia zależności wydatków od wysokości dysponowanego dochodu. Dołączenie zmiennych zerojedynekowych charakteryzujących grupę społeczno-ekonomiczną — model (3.6) — znacznie polepszyło wartość współczynnika determinacji. Lepsze wartości uzyskano dla modelu (3.4), w którym dodatkowo wystąpiła jeszcze zmienna określająca liczbę osób w gospodarstwie.

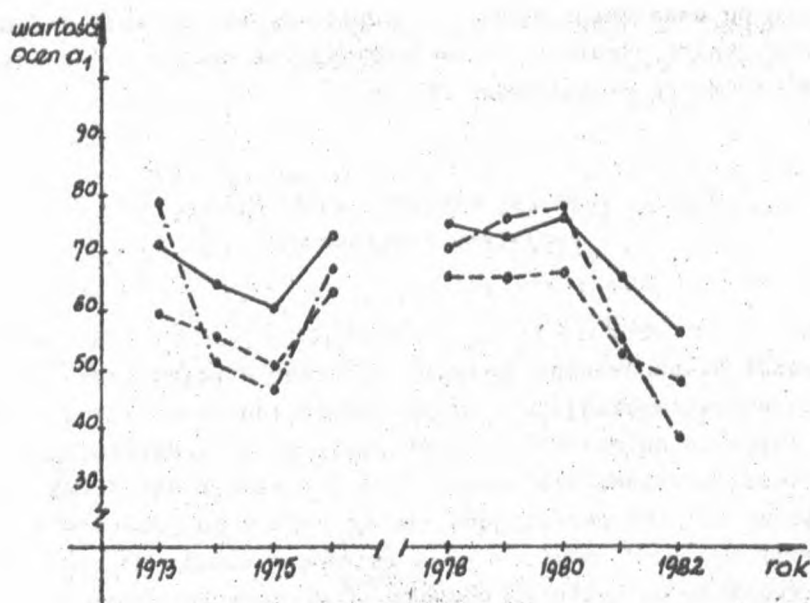
Zmienne demograficzne nie mają istotnego wpływu na kształtowanie się wydatków na kulturę, oświatę i wypoczynek. Oceny a_2 , poza rokiem 1981, są statystycznie nieistotne, a współczynniki determinacji w modelach (3.7) i (3.8), podobnie jak w modelu (3.9), wahają się od 0,452 (w 1982 r.) do 0,599 (w 1980 r.) (por. tab. 3.26).

Charakterystyczna dla tego agregatu jest malejąca w czasie skłonność do wydatkowania (przy systematycznym wzroście dochodów) — patrz rys. 3.7.

Współczynniki determinacji dla wybranych modeli

Rok	Wartości współczynnika determinacji dla modeli		
	(3.4)	(3.6)	(3.9)
1973	0,789	0,787	0,567
1974	0,808	0,799	0,543
1975	0,794	0,775	0,534
1976	0,769	0,768	0,546
1978	0,812	0,811	0,592
1979	0,813	0,812	0,565
1980	0,792	0,792	0,571
1981	0,827	0,820	0,521
1982	0,873	0,857	0,415

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.



Rys. 3.7. Zmienność ocen parametru przy zmiennej dochodowej dla agregatu kultura, oświata, wychowanie sport, turystyka i wypoczynek

(Na podstawie obliczeń własnych)

W latach 1973-1975 wydatki stopniowo malały, następnie wzrosły do poziomu, który utrzymywał się aż do roku 1980. Ostatnie dwa lata to wyraźny spadek wydatków na kulturę, oświatę, wychowanie, sport, turystykę i wypoczynek. O zróżnicowaniu wydatków na ten agregat informują oceny b_s , które zamieszczono w tab. 3.27.

T a b e l a 3.27

Różnice w wydatkach (w zł) na agregat kultura, oświata, wychowanie, sport, turystyka i wypoczynek obliczone na podstawie modelu (3.6)
(w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1973	-978	-1 208	-216 ^x
1974	-989	-1 337	-405 ^x
1975	-1 320	-1 659	-524 ^x
1976	-1 297	-1 745	-367 ^x
1978	-1 357	-1 915	-624 ^x
1979	-1 894	-2 565	-773 ^x
1980	-1 819	-2 414	686 ^x
1981	-2 950	-3 944	-1 329
1982	-4 419	-5 055	-2 931

^x Oceny nieistotne statystycznie przy 5% poziomie istotności.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Jak widać z tabeli, w badanym okresie robotniko-chłopi wydawali na kulturę od 978 do 4419 zł mniej niż pracownicy, a chłopi aż od 1208 do 5055 zł mniej.

Wydatki emerytów i rencistów w tym agregacie dla lat 1973-1980 nie różniły się istotnie od wydatków w grupie pracowniczej. Dopiero w latach 1981, 1982 zarysowała się znacząca różnica na ich niekorzyść.

Względne zróżnicowanie wydatków na kulturę, oświatę, wychowanie, sport, turystykę i wypoczynek również jest wyraźne dla rodzin robotniczo-chłopskich i chłopskich, o czym świadczą oceny b_s uzyskane dla modelu (3.12). Oceny te dla robotniko-chłopów są statystycznie istotne we wszystkich latach. Dla modelu (3.12) istotne są również oceny b_x , które informują, iż w rodzinach emerytów i ren-

cistów wydatki na omawiany agregat są niższe niż w rodzinach pracowniczych. Szczegółowe informacje zawarte są w tab. 3.28.

T a b e l a 3.28

Względne zróżnicowanie wydatków na agregat kultura, oświata, wychowanie, sport, turystyka i wypoczynek w grupach społeczno-ekonomicznych w % (w porównaniu z rodzinami pracowniczymi)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1973	54,7	42,3	82,0
1974	57,7	43,4	77,3
1975	54,9	43,3	78,4
1976	56,1	40,9	76,3
1978	60,6	45,1	81,2
1979	55,1	40,9	78,4
1980	56,2	43,8	77,0
1981	50,7	37,6	74,5
1982	45,7	38,0	62,3

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Zmienne demograficzne nie odgrywają istotnej roli w kształtowaniu się wydatków na ten agregat. W modelach (3.4) i (3.5) wszystkie oceny parametrów α_2 i α_3 (za wyjątkiem roku 1975 i 1976) są statystycznie nieistotne. Lepsze oszacowania uzyskano dla modelu (3.8), w którym otrzymano pięć istotnych oszacowań parametru α_3 (tj. dla lat 1973, 1975, 1976, 1979, 1981).

3.2.2.8. Transport i łączność

Na kształtowanie się wydatków na transport i łączność zasadniczy wpływ ma dochód. Dla porównania stopnia objaśnienia zmienności wydatków na omawiany agregat, w tab. 3.29 zamieszczono współczynniki determinacji dla trzech wariantów modeli liniowych (3.4), (3.7) i (3.9).

Z porównania współczynników determinacji widać, że niezbyt duży wpływ na wzrost ich wartości w modelu (3.4) miało wprowadzenie do niego zmiennych zerojedynkowych. Potwierdził się także fakt, że

Tabela 3.29

Współczynniki determinacji dla wybranych modeli liniowych
(transport i łączność)

Rok	Wartości współczynnika determinacji dla modeli		
	(3.4)	(3.7)	(3.9)
1973	0,823	0,788	0,788
1974	0,770	0,688	0,688
1975	0,841	0,790	0,790
1976	0,754	0,674	0,674
1978	0,845	0,794	0,766
1979	0,928	0,913	0,878
1980	0,858	0,812	0,810
1981	0,539	0,497	0,495
1982	0,876	0,810	0,797

Źródło: Obliczenia własne.

zmienne demograficzne w modelach (3.7) lub (3.8) nie dają istotnej poprawy wartości R^2 , a oceny parametrów przy tych zmiennych są statystycznie nieistotne, poza rokiem 1980 w modelu (3.7) i 1979 w modelu (3.8). Odchylenia standardowe reszt charakteryzują się dużą zmiennością. Dla modelu (3.4) zmienia się od 499 zł dla roku 1973 do 4201 zł dla roku 1981. Wiąże się to z faktem, że dochód jest jedyną zmienną objaśniającą w sposób istotny wielkości wydatków na transport i łączność. Dla wszystkich modeli i lat uzyskano istotne oszacowania parametru α_1 . Skłonność do wydatkowania przy wzroście dochodu (dla wybranych modeli) przedstawia rys. 3.8.

W grupach społeczno-ekonomicznych nie zauważa się istotnego różnicowania w wydatkach na transport i łączność w całym badanym okresie. Większość uzyskanych oszacowań jest statystycznie nieistotna (patrz tab. 3.30). Mimo to daje się zauważyć, że we wszystkich grupach wydawano systematycznie mniej na transport i łączność niż w grupie pracowniczej (por. tab. 3.31).

Elastyczność dochodowa wydatków na transport i łączność w modelu (3.15) jest wysoka i zmienia się od 1,457 (dla 1974 r.) do 1,964 (dla 1982 r.).

Modele potęgowe lepiej opisują różnicowanie wydatków w grupach społeczno-ekonomicznych w porównaniu z modelami liniowymi.

Tabela 3.30

Zróżnicowanie wydatków (w zł) na transport i łączność
w grupach społeczno-ekonomicznych
obliczone na podstawie modelu (3.6)
(w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Grupa społeczno-ekonomiczna		
	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1973	-429 ^x	-414 ^x	-229
1974	-462 ^x	-610	-528
1975	-702 ^x	-670 ^x	-153
1976	-199 ^x	-961	-439 ^x
1978	-681 ^x	-526 ^x	-1 168
1979	-237 ^x	-372 ^x	-1 317
1980	-518 ^x	-421 ^x	-311 ^x
1981	-1 540 ^x	-2 314 ^x	-151 ^x
1982	-1 643	-1 325	-2 559

^x Ocena istotna statystycznie przy 5% poziomie istotności.

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 3.31

Oceny parametrów β_s oraz współczynniki skłonności
do wydatkowania na transport i łączność
obliczone na podstawie modelu (3.12)
(w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi)

Rok	Wartość oceny β_s dla gospodarstw			Stosunek wydatków w % w porównaniu z gospodarstwami pracowniczymi		
	robotniko- chłopskich	chłopskich	emerytów i rencistów	robotniko- -chłopi	chłopi	emeryci i renciści
1	2	3	4	5	6	7
1973	-0,197 ^x	-0,377	-0,151 ^x	-	68,6	-
1974	-0,080 ^x	-0,310	-0,244 ^x	-	73,3	-
1975	-0,263 ^x	-0,336	-0,211 ^x	-	71,5	-
1976	-0,060 ^x	-0,380	-0,118 ^x	-	68,4	-
1978	-0,229 ^x	-0,100 ^x	-0,637	-	-	58,9

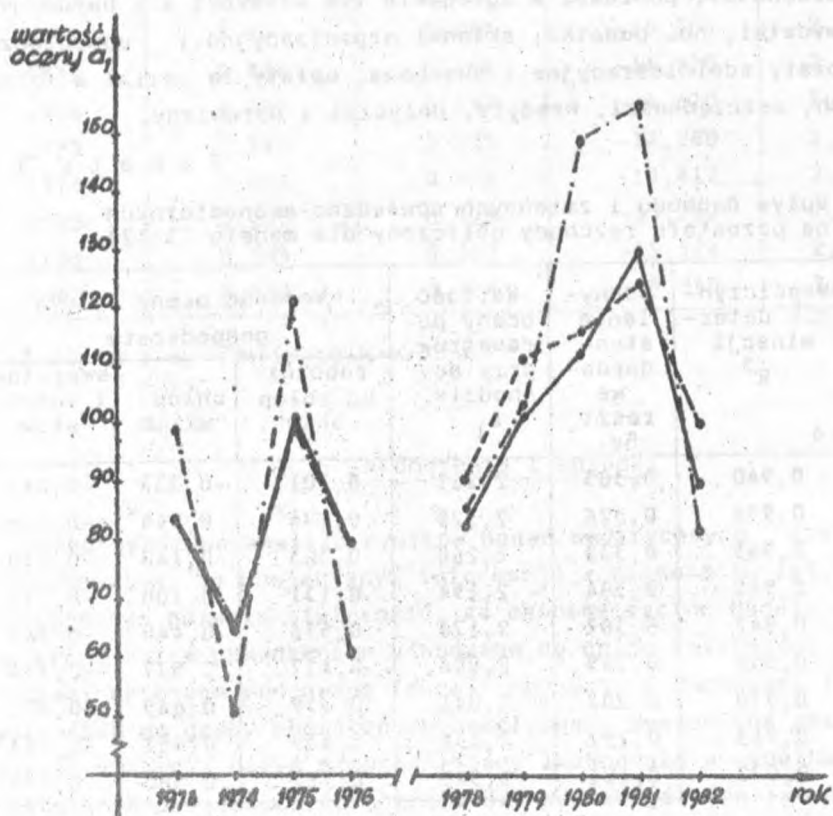
Tabela 3.31 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7
1979	-0,069 ^x	0,118 ^x	-0,532	-	-	58,7
1980	-0,067 ^x	-0,206 ^x	-0,461	-	-	63,1
1981	-0,371 ^x	-0,633	-0,622	-	53,1	53,7
1982	-0,381	-0,406	-0,642	68,3	66,6	52,6

^x Ocena statystycznie nieistotna przy 5% poziomie istotności.

Źródło: Obliczenia własne.

Z tabeli wynika, że jedynie wydatki robotniko-chłopów różni się istotnie od wydatków pracowników. W grupie gospodarstw chłopskich



Rys. 3.8. Zmienności ocen parametru przy zmiennej dochodowej dla agregatu transport i łączność
(Na podstawie obliczeń własnych)

tylko dla trzech lat (1978, 1979, 1980) otrzymano istotne oszacowania. W pozostałych latach zaznaczyła się istotna różnica w wydatkowaniu dochodów na transport i łączność. Chłopi wydawali średnio o 33,4% mniej niż rodziny pracownicze.

Emeryci i renciści w latach 1978-1982 wydawali na transport i łączność aż o 40,5% mniej niż rodziny pracownicze. Wynika to prawdopodobnie ze znacznej rozpiętości płac oraz emerytur i rent w tym okresie, a także z mniejszej aktywności tej grupy ludności.

3.2.2.9. Pozostałe rozchody

Agregat ten uwzględniono w badaniach głównie ze względów bilansowych. Stąd też przeprowadzenie analizy merytorycznej napotyka na duże trudności, ponieważ w agregacie tym mieszczą się bardzo różnorodne wydatki, np. podatki, składki organizacyjne i ubezpieczeniowe, opłaty administracyjne i skarbowe, opłaty za udział w grach liczbowych, oszczędności, kredyty, pożyczki i darowizny.

T a b e l a 3.32

Wpływ dochodu i zmiennych społeczno-ekonomicznych na pozostałe rozchody obliczony dla modelu (3.12)

Rok	Współczynnik determinacji R^2	Odchylenie standardowe reszt S_e	Wartość oceny parametrów przy dochodzie a_1	Wartość oceny b_i dla gospodarstw		
				robotniko-chłopskich	chłopskich	emerytów i rencistów
1973	0,940	0,303	2,261	0,101 ^x	-0,333	-0,641
1974	0,939	0,326	2,328	0,174 ^x	0,044 ^x	-0,668
1975	0,945	0,332	2,268	0,303 ^x	-0,140 ^x	-0,540
1976	0,948	0,304	2,194	0,131 ^x	0,108 ^x	-0,592
1978	0,942	0,307	2,173	0,536	0,449	-0,367
1979	0,959	0,249	2,086	0,417	0,577	-0,334
1980	0,970	0,202	2,041	0,339	0,449	-0,491
1981	0,963	0,252	2,236	0,439	0,481	-0,203 ^x
1982	0,972	0,181	2,549	0,722	0,580	0,133 ^x

^x Oceny statystycznie nieistotne przy 5% poziomie zmienności.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Ze względu na fakt, iż otrzymane charakterystyki statystyczne wskazują na dość wyraźne prawidłowości, zamieszczamy wyniki obliczeń otrzymane dla dwóch modeli (3.12) i (3.15). Wyniki te zawarte są w tab. 3.32 i 3.33.

T a b e l a 3.33

Wpływ dochodu na pozostałe rozchody
obliczony dla modelu (3.15)

Rok	Współczynnik determinacji R^2	Odchylenie standardowe reszt Se	Wartości oceny wyra- zu wolnego a_0	Wartości oceny para- metru przy dochodzie a_1
1973	0,884	0,435	-14,903	2,246
1974	0,864	0,457	-15,505	2,313
1975	0,886	0,454	-14,920	2,246
1976	0,889	0,419	-14,470	2,185
1978	0,843	0,475	-14,280	2,147
1979	0,855	0,438	-13,412	2,057
1980	0,850	0,424	-13,087	2,016
1981	0,905	0,383	-15,524	2,216
1982	0,882	0,354	-19,810	2,512

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

3.2.3. Zakończenie i wnioski

Przeprowadzona analiza wyników badań empirycznych opartych na bardzo bogatym, bo obejmującym informacje z dziewięciu lat, materiale statystycznym pozwala stwierdzić, że ekonometryczne modele opisowe mogą być z dużym powodzeniem stosowane do opisu zależności między wydatkami na brane pod uwagę (duże) agregaty a dochodami i przynależnością do grupy społeczno-ekonomicznej. Wymienione zmienne wyjaśniają w bardzo dużym stopniu zmiany zachodzące w wydatkach. Systematycznie prowadzone obliczenia dla poszczególnych lat pozwalają określić kierunek zmian, jaki występuje w oddziaływaniu poszczególnych zmiennych objaśniających.

Przy analizie wartości ocen parametrów pod kątem ich stabilności w czasie może się pozornie wydawać, iż otrzymane rezultaty nie

są zbyt optymistyczne. Tak jednak nie jest, ponieważ okres, dla którego przeprowadzono analizę był bardzo niejednorodny z punktu widzenia prowadzonej polityki konsumpcji. Polityka ta, jak powszechnie wiadomo, ulegała dość znacznym zmianom. Dotyczy to zwłaszcza lat 1976, 1981, a szczególnie 1982 r. Ważne, z rozpatrywanego punktu widzenia, są zmiany odpowiednich ocen parametrów, jakie występowały w tych latach. Świadczą o tym zarówno współczynniki elastyczności dochodowej, jak i wartości poziomu nasycenia uzyskane dla poszczególnych agregatów.

Na podstawie zaprezentowanych wyników obliczeń można sformułować następujące wnioski:

1. Modele liniowe są bardzo przydatne do analizy zależności między wysokością wydatków a dochodem i przynależnością do grupy społeczno-ekonomicznej. Przydatność ta wynika głównie z przejrzystej interpretacji ocen parametrów otrzymanych dla tej grupy modeli.
2. Bardzo przydatnym miernikiem, w przypadku posługiwania się modelami liniowymi, jest standardowe odchylenie reszt oraz jego stosunek do średniego poziomu wartości zmiennej objaśnianej. Umożliwia to podjęcie decyzji, czy dany model może być wykorzystany do celów praktycznych, czy też nie.
3. Z rezultatów otrzymanych dla modeli potęgowych wynika, że elastyczność dochodowa wydatków na duże agregaty nie ulega zbyt gwałtownym zmianom w czasie, mimo poważnych zmian zachodzących zarówno w wartościach zmiennych objaśnianych, jak i objaśniających. Jednakże poprawne stosowanie modeli potęgowych wymagałoby przeprowadzenie obliczeń dla realnych wartości zmiennych objaśnianych i objaśniających.
4. Uwzględnienie w modelach zmiennych demograficznych, zdefiniowanych jako przeciętna liczba osób w rodzinie lub przeciętna liczba jednostek konsumpcyjnych, nie może być uznane za poprawne. Jest to następstwem dość silnego skorelowania tych zmiennych z dochodem oraz bardzo silnego - ze zmienną zerojedynkową S_3 . Uwzględnienie czynników demograficznych w modelu wymaga jego modyfikacji polegającej głównie na uwzględnieniu wielkości rodziny przy jednoczesnym usunięciu lub znacznym osłabieniu współliniowości.
5. Przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej jest bardzo ważnym czynnikiem wpływającym na wydatki w całym badanym okresie. Potwierdziły to rezultaty otrzymane niemal dla wszystkich agrega-

tów i dla wszystkich typów modeli, tj. liniowych, potęgowych i wykładniczych z odwrotnością dochodu.

6. Za pomocą przedstawionych w pracy modeli udało się stwierdzić zmiany ocen parametrów będące wynikiem oddziaływania kryzysu dla lat 1981 i 1982. Dość słabą reakcję stwierdzono natomiast dla roku 1980. O zmianach ocen parametrów w 1981 r. zdecydowało głównie, jak się wydaje, wprowadzenie reglamentacji, natomiast w 1982 r. zmiany zostały wywołane przede wszystkim wzrostem cen i podwyżką dochodów ludności.

R o z d z i a ł 4

NIERÓWNOWAGA RYNKU A STRUKTURA WYDATKÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH

4.1. Kryzys a zjawisko deserwicyzacji budżetów gospodarstw domowych

4.1.1. Wprowadzenie

Wywołana kryzysem sytuacja gospodarcza kraju znalazła z pewnym opóźnieniem odzwierciedlenie w sferze konsumpcji, powodując szereg zmian w poziomie, strukturze i formach spożycia w gospodarstwach domowych ludności. Wynikające z nowej sytuacji ekonomicznej reakcje gospodarstw domowych stanowią obecnie przedmiot badania i rozpoznawania. Jedną z obserwowanych zmian jest zjawisko deserwicyzacji tych gospodarstw. Pod pojęciem tym rozumiemy renaturalizację spożycia usług, a zwłaszcza usług bytowych²⁵, związanych bezpośrednio z obsługą gospodarstw domowych. Oznacza to, że gospodarstwa domowe przyjmują na siebie czynności, które poprzednio odpłatnie zlecały wyspecjalizowanym placówkom usługowym.

Zbadanie zjawiska deserwicyzacji wydaje się bardzo istotne. Deserwicyzacja bowiem jest nie tylko jednym z przejawów znamionujących regres sytuacji materialnej ludności i powrót do typu gospodarstwa domowego charakterystycznego dla społeczeństw słabiej rozwiniętych gospodarczo²⁶, lecz także zwiększając nakłady pracy świad-

²⁵ Przez usługi bytowe rozumie się usługi związane bezpośrednio z obsługą gospodarstw domowych. Por. Usługi dla ludności, "Statystyka Polski - Materiały Statystyczne", [GUS, Warszawa] s. VI.

²⁶ Por. Haushalt, private, Sonderdruck aus Handwörterbuch der Wirtschaft 3/4 Lieferung, wyd. J. F i s c h e r, Stuttgart u N. York 1976, s. 28-32.

czonej w obrębie gospodarstw domowych, odbić się może niekorzystnie w sferze aktywności zawodowej. Wobec powszechnie odczuwanego przez gospodarke braku rąk do pracy jest to szczególnie niepożądane.

Poznanie skali zjawiska deserwicyzacji jest także istotne z punktu widzenia podjęcia odpowiednich działań gospodarczych, które ułatwiłyby tę wymuszoną "samoobsługową" działalność gospodarstw domowych.

Deserwicyzacja gospodarstw domowych jest zjawiskiem nowym, stąd dotychczasowe naświetlenie jej przyczyn, skali i skutków nosi charakter fragmentaryczny²⁷. Nie przeprowadzono też dotąd próby kwantyfikacji tego zjawiska na podstawie budżetów GUS.

Celem niniejszego opracowania, będącego kolejnym przyczynkiem do zagadnienia deserwicyzacji gospodarstw domowych w warunkach kryzysu, jest próba przedstawienia mechanizmu deserwicyzacji²⁸ oraz skwantyfikowanie skali tego zjawiska przez analizę wyników badań budżetów gospodarstw domowych w latach siedemdziesiątych, charakteryzujących się względną równowagą rynkową, oraz początkowych latach osiemdziesiątych.

Ograniczamy się do zbadania renaturalizacji konsumpcji usług bytowych, tzn. usług związanych bezpośrednio z obsługą gospodarstw domowych i posiadających szczególne znaczenie dla analizy warunków bytu ludności.

²⁷ Zjawisko to poruszone jest w sposób bezpośredni lub pośredni w następujących pozycjach: Z. K r a s i ń s k i, H. S z u l c e, Podwyżka cen a zmiany w poziomie i strukturze spożycia żywności, "Handel Wewnętrzny" 1982, nr 5/6; T. P a ł a s z e w s k a-R e i n d l, Konsument na rynku w pierwszym etapie wprowadzania reformy gospodarczej, "Handel Wewnętrzny" 1982, nr 5/6; A. K a n t e c k i, Model konsumpcji - Stabilizacja czy ewolucja, "Handel Wewnętrzny" 1983, nr 3; G. S m u l s k a, Życie w kryzysie, "Życie Gospodarcze" 1983, nr 10; U. Ś w i e t l i k o w s k a, Najważniejsze przedsiębiorstwo, "Życie Gospodarcze" 1983, nr 38; R. Z a b r z e w s k i, Konsument w kryzysie, "Życie Gospodarcze" 1983, nr 42; B. G ó r e c k i, J. T o p i ń s k a, M. W i ś n i e w s k i, Hipoteza przyszłej konsumpcji, "Życie Gospodarcze" 1983, nr 47; T. P a ł a s z e w s k a-R e i n d l, Mieć czy być?, "Życie Gospodarcze" 1983, nr 51/52; Konsumpcja i rynek w dobie kryzysu, cz. I, II, III i IV, Warszawa 1983.

²⁸ W rozważaniach pominięte zostaną gospodarstwa domowe rolników, bowiem ze względu na specyfikę ich funkcjonowania proces deserwicyzacji, zwłaszcza w zakresie usług bytowych, był tu relatywnie słabo zaawansowany.

4.1.2. Mechanizm deserwicyzacji gospodarstw domowych

Deserwicyzacja, generalnie rzecz biorąc, jest skutkiem przystosowania się gospodarstw domowych do pogarszających się warunków ekonomicznych, jest wynikiem obronnych reakcji gospodarstw, a zarazem przejawem urealnienia konsumpcji²⁹. Podchodząc do zagadnienia bardziej szczegółowo, wnioskować można, że na zjawisko deserwicyzacji wpływa określony mechanizm, jednak chaotyczne zmiany konsumpcji charakterystyczne dla lat 1980 i 1981 i opóźnione w stosunku do załamania produkcji kryzysowe zmiany spożycia, które ujawniły się dopiero w 1982 r.³⁰, utrudniały prześledzenie działania tego mechanizmu. Wydaje się, że w sytuacji kryzysu gospodarczego, czynnikiem wyjściowym, wpływającym na deserwicyzację, jest dążenie gospodarstw domowych do stabilizacji konsumpcji na poziomie osiągniętym w latach przed kryzysem. Przy spadku dochodów realnych, obrona poziomu konsumpcji dokonuje się kosztem zmniejszenia bieżących oszczędności bądź ich zwrotu. Takie postępowanie jest wynikiem działania tzw. prawa rygla³¹.

Po wyczerpaniu możliwości obrony poprzedniego poziomu konsumpcji poprzez mobilizację oszczędności, wobec tradycyjno-zwyczajowego charakteru działania gospodarstw domowych, w dalszej kolejności wysiłki obronne są widoczne szczególnie tam, gdzie nawyki konsumpcyjne są najsilniejsze, a więc w dziedzinie spożycia żywności³². Zgodnie z prawem Engla, mamy wówczas do czynienia ze wzrostem udziału wydatków na żywność w całości wydatków gospodarstw domowych ludności. Konsekwencją jest spadek udziału w wydatkach ogółem wydatków na zaspokajanie innych rodzajów potrzeb, w tym wydatków na zakup usług. Postępowanie takie jest logiczną odwrotnością empirycznej prawidłowości potwierdzającej, że rozwój ekonomiczny kraju prowadzi do serwicyzacji, regres do deserwicyzacji - realizowanych wzorów spożycia.

²⁹ Por. K a n t e c k i, op. cit.

³⁰ Por. Z a b r z e w s k i, op. cit.

³¹ Por. O teoriach rozwoju współczesnego kapitalizmu, red. M. N a s i ł o w s k i, Warszawa 1978, s. 154.

³² Por. np. G ó r e c k i, T o p i ń s k a, W i ś n i e w s k i, op. cit.

Wydaje się, że w odniesieniu do usług bytowych, gospodarstwa domowe w Polsce są dość podatne na działanie mechanizmu deserwicyzacji. Wynika to z faktu, że osiągnięty w naszym kraju poziom rozwoju usług, w tym usług bytowych, był relatywnie niski³³. Wiązało się to z niedorozwojem niezbędnej infrastruktury oraz niską podażą i jakością usług. W związku z tym nawyki korzystania z niektórych przynajmniej usług bytowych są, jak można przypuszczać, mniej trwałe i powszechne niż w innych dziedzinach spożycia. Tak więc również z tego względu gospodarstwa domowe w warunkach kryzysu słabiej bronią obszaru spożycia usług, poddając się renaturalizacji ich spożycia.

4.1.3. Empiryczna weryfikacja działania mechanizmów deserwicyzacyjnych

Dotychczasowe badania sondażowe, dotyczące różnych aspektów zachowań konsumpcyjnych gospodarstw domowych w warunkach kryzysu potwierdzają, że od roku 1982 obserwuje się działanie mechanizmu deserwicyzacji oraz znaczny stopień renaturalizacji czynności usługowych, w tym usług bytowych³⁴. Wydaje się potrzebne sprawdzenie, czy wyniki systematycznie prowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny badań nad konsumpcją w gospodarstwach domowych potwierdzą występowanie zjawiska deserwicyzacji obserwowanego w badaniach sondażowych.

Badania budżetów gospodarstw domowych dostarczają szeregu informacji w zakresie zarówno wydatków, jak i dochodów tych gospodarstw. Począwszy od 1973 r. badaniem objęte są cztery podstawowe społeczno-ekonomiczne grupy ludności: gospodarstwa utrzymujące się głównie z pracy w uspołecznionej gospodarce narodowej (tzw. gospodarstwa pracownicze), gospodarstwa robotniczo-chłopskie, chłopskie oraz gospodarstwa emerytów i rencistów. Łącznie badanych jest w każdym roku ok. 9-10 tys. gospodarstw, z czego połowę stanowią gospodarstwa pracownicze. Mimo zastrzeżeń, jakie wysuwa się pod adresem

³³ Por. Z. Z a r z y c k a, Praca zawodowa kobiet a budżet rodziny, Łódź 1982, s. 219-220.

³⁴ T. P a ł a s z e w s k a-R e i n d l, Gospodarstwa domowe w warunkach kryzysu, [w:] Konsumpcja i rynek w dobie kryzysu, Warszawa 1983, t. 1 i 2, s. 140, 141, 147 oraz tab. 2, s. 153 i tab. 4, s. 155.

uzyskanych w tych badaniach wyników³⁵, jest to w chwili obecnej jedyne źródło systematycznej informacji o dochodach i wydatkach ludności w skali mikroekonomicznej (gospodarstw domowych).

Analiza badanego zjawiska przeprowadzona została na podstawie publikowanych materiałów Głównego Urzędu Statystycznego z lat 1974-1976 (okres względnej równowagi rynkowej) i lat 1980-1982 (okres kryzysu). W chwili obecnej (maj 1984 r.) nie dysponujemy jeszcze wynikami badań za rok 1983, co uniemożliwiło prześledzenie procesu deserwicyzacji konsumpcji w gospodarstwach domowych na podstawie najbardziej aktualnych informacji.

Znaczna odmienność realizowanych wzorów konsumpcji w poszczególnych społeczno-zawodowych grupach gospodarstw skłania do prowadzenia analizy oddzielnie dla każdej z tych grup. W niniejszym opracowaniu obserwacja dotyczy grupy tzw. gospodarstw pracowniczych, jako grupy najliczniej reprezentowanej w badaniach GUS i grupy, która - naszym zdaniem - silnie reaguje na wszelkie zmiany w warunkach rynkowych.

Zgodnie z przedstawionymi wyżej rozważaniami teoretycznymi - spadek dochodów realnych gospodarstw domowych powoduje w pierwszym okresie "uruchomienie" działania tzw. prawa rygla, utrzymującego konsumpcję na dotychczasowym poziomie, kosztem zmniejszania bieżących oszczędności lub wzrostu zadłużenia. Wskaźnik kosztów utrzymania w gospodarstwach pracowników zatrudnionych w gospodarce społeczno-nej w 1980 r. w porównaniu z rokiem 1975 wynosił 139%, w roku 1981 - 173%, a w roku 1982 - 348%, podczas gdy wskaźnik przeciętnej płacy nominalnej tej grupy ludności wynosił dla roku 1982 293%³⁶. Nastąpił więc spadek dochodów realnych, pociągający za sobą - m. in. - wzrost zadłużenia ludności. I tak np. zadłużenie ludności z tytułu zakupów ratalnych towarów i usług wzrosło z 11 650 mld zł w

³⁵ Zastrzeżenia te dotyczą najczęściej reprezentatywności, zwłaszcza, jeżeli chodzi o skrajne grupy gospodarstw z punktu widzenia dochodów oraz "prawdziwości" podawanych informacji w zakresie wydatków na pewne grupy dóbr i usług. Zgodzić się trzeba, iż wyniki przeprowadzonej analizy dotyczącej procesu deserwicyzacji uogólnić można wyłącznie na grupy gospodarstw w Polsce znajdujące się w warunkach materialnych nie odbiegających w sposób drastyczny od przeciętnych. W odniesieniu do drugiego zarzutu - prawdziwości danych - można chyba przyjąć, że stopień "przekłamań" jest podobny w całym badanym przedziale czasowym, a więc ta wada nie uniemożliwia prześledzenia procesu deserwicyzacji.

³⁶ Por. "Rocznik Statystyczny" [Warszawa] 1983, s. 101.

1975 r. do 40 520 młn w roku 1982, a suma kredytów wypłaconych ludności na konsumpcję wzrosła z 13 303 młn zł w 1975 r. do 35 569 młn w 1982 r.³⁷

W mikroskali, w odniesieniu do gospodarstw domowych, empiryczna weryfikacja hipotezy o działaniu prawa rygla może być - jak się wydaje - przeprowadzona poprzez porównanie bieżących (z pominięciem sald przychodów i rozchodów) wydatków i dochodów gospodarstw domowych. Ze względu na dużą rozpiętość wydatków porównanie takie powinno być dokonane z uwzględnieniem podziału tych gospodarstw według grup dochodowych.

Wzrost nominalnych, a w latach siedemdziesiątych także i realnych dochodów ludności powodował, że w badanym przedziale czasowym uległ zasadniczym zmianom sposób podziału badanych gospodarstw według grup dochodowych. I tak w roku 1974 na 7 utworzonych grup - pierwsza obejmowała gospodarstwa o dochodach rocznych (na osobę) poniżej 12 tys. zł, a najwyższa powyżej 48 tys. zł; natomiast w 1982 r. w grupie pierwszej znalazły się gospodarstwa o dochodach poniżej 48 tys. zł, a w najwyższej 120 tys. zł na osobę. Trzeba przy tym dodać, że w pierwszym okresie (1974-1976) górna granica pierwszej grupy utrzymywana była na tym samym poziomie; gwałtowny wzrost nominalnych dochodów w latach kryzysu spowodował, że granice tej grupy były w latach osiemdziesiątych co roku przesuwane w górę. Dla zobrazowania tego zjawiska i ułatwienia dalszej analizy, w tab. 4.1 przedstawiamy rozkład gospodarstw domowych według grup dochodowych dla wszystkich badanych lat.

Sposób grupowania budżetów odzwierciedla w znacznym stopniu procesy wzrostu nominalnych dochodów ludności. W latach siedemdziesiątych procesy te przebiegały znacznie wolniej, dominanta i mediana dochodów utrzymywała się w okresie 1974-1976 w przedziale 18-30 tys. zł rocznie na osobę, chociaż wzrastał udział grupy gospodarstw o najwyższych dochodach. Natomiast w latach osiemdziesiątych mediana przesunęła się z grupy o dochodach 36-48 tys. zł w roku 1980 do grupy 48-60 tys. w roku 1981 i grupy 72-84 tys. zł w 1982 r. Ponadto warto zauważyć, że o ile w badanych latach siedemdziesiątych wzrastał udział gospodarstw o najwyższych dochodach, a malał udział w grupie pierwszej, to w okresie kryzysu rósł udział zarówno gospo-

³⁷ Por. ibidem, s. 87 i 88.

Rozkład badanych gospodarstw pracowniczych
według grup dochodowych

Grupy dochodowe	Rok					
	1974	1975	1976	1980	1981	1982
Granice grup w tys. zł						
1	do 12	do 12	do 12	do 18	do 24	do 48
2	12-15	12-15	12-15	18-24	24-36	48-60
3	15-18	15-18	15-18	24-30	36-48	60-72
4	18-24	18-24	18-24	30-36	48-60	72-84
5	24-30	24-30	24-30	36-48	60-72	84-96
6	30-36	30-36	30-36	48-60	72-84	96-108
7	36+	36-48	36-48	60+	84-96	108-120
8	x	48+	48+	x	96+	120+
Struktura gospodarstw w %						
Razem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1	5,9	3,4	2,3	3,3	4,6	5,7
2	9,6	7,0	4,8	8,6	16,8	15,1
3	12,9	9,7	8,0	13,4	25,2	17,8
4	26,8	24,2	21,1	16,4	21,8	17,8
5	20,0	22,6	22,4	26,6	14,0	14,4
6	12,0	15,3	16,8	13,3	8,0	10,2
7	12,8	12,0	16,4	15,4	4,7	6,9
8	x	5,8	8,2	x	4,9	12,1

Źródło: Obliczenia własne na podstawie publikacji: "Budżety Gospodarstw Domowych. Statystyka Polski. Materiały Statystyczne" [GUS] - z kolejnych lat.

darstw "najbiedniejszych", jak i "najzamożniejszych", a więc pogłębiało się zjawisko polaryzacji gospodarstw domowych.

W tab. 4.2 przedstawiono wyniki porównań bieżących wydatków i dochodów. W pierwszym z badanych okresów (1974-1976) bieżące wydatki wyniosły ok 92% dochodów, natomiast w drugim okresie 94-99%. Uwagę zwraca zwłaszcza rok 1982, w którym przeciętnie wydawano niemal całość (99%) dochodów w pracowniczych gospodarstwach domowych.

T a b e l a 4.2

Porównanie przeciętnych wydatków i dochodów
w gospodarstwach pracowniczych

Grupy dochodowe	Stosunek wydatków do dochodów ^a w % w roku					
	1974	1975	1976	1980	1981	1982
Razem	91,5	92,1	92,4	96,9	94,1	99,0
1	103,2	104,2	107,1	117,4	117,4	113,4
2	96,9	100,8	100,5	104,9	102,8	103,6
3	94,3	97,7	98,7	103,0	96,0	102,4
4	92,8	94,4	96,1	99,4	91,9	100,0
5	90,4	91,0	92,6	97,4	91,9	96,9
6	88,6	90,2	90,9	92,0	89,8	96,6
7	86,4	88,4	88,8	91,3	86,3	94,5
8	x	85,9	86,8	x	86,1	91,7

^a Bez sald przychodów i rozchodów.

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.1.

Przedstawione informacje wskazują na istnienie wyraźnej prawidłowości we wszystkich badanych latach: wraz ze wzrostem dochodów (na osobę) - coraz mniejsza ich część zostaje bieżąco wydatkowana. I tak np. w 1974 r. stosunek ten maleje z 103% w najniższej grupie dochodowej do 86% w grupie najwyższej; dla 1982 r. analogiczne wskaźniki wynoszą 113% i 92%.

Udział wydatków na żywność w cenach
bieżących i porównywalnych

Rok	Wskaźniki kosztów utrzymania		Przeciętne wydatki na osobę w cenach				Udział wydatków na żywność w cenach	
			bieżących		stałych (1975)			
	ogółem	żywność	ogółem	żywność	ogółem	żywność	bieżących	stałych
1975	100,0	100,0	23 043	9 195	23 043	9 195	39,9	39,9
1980	139,0	146,4	38 061	14 451	27 382	9 871	38,0	36,0
1981	172,9	178,9	46 169	16 864	26 703	9 426	36,4	35,3
1982	348,4	429,2	78 139	37 540	22 428	8 747	48,0	39,0

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne na podstawie wyników badań budżetów i danych z "Rocznika Statystycznego" [GUS, Warszawa] 1983, s. 104.

gdy wyczerpały się możliwości uzupełniania bieżących dochodów poprzez czerpanie z zasobów oszczędnościowych lub z kredytów czy pożyczek. Wprowadzie przeliczenie wydatków na ceny porównywalne (1975 r.) złagodziło znacznie (o 11 punktów procentowych) ten wzrost wskaźników struktury, tym niemniej działanie prawa Engla jest wyraźnie widoczne dopiero od 1982 r. Warto przy tym dodać, że w owym roku udział ten zbliżył się niemal do poziomu sprzed lat siedmiu, czyli z roku 1975. Wypada dodatkowo stwierdzić, że porównywalność tych wskaźników może być nieco ograniczona ze względu na występującą obecnie reglamentację żywności, co pociąga za sobą niebezpieczeństwo zmniejszania się wiarygodności notowań respondentów (ukrywanie wydatków na zakup żywności na "czarnym rynku"). Być może, ujawnienie rzeczywistych wydatków na żywność powiększyłoby otrzymane wskaźniki.

Obserwowany wzrost udziału wydatków na żywność dokonał się kosztem zmniejszenia udziału innych grup wydatków (por. tab. 4.5), co szczególnie widać w grupie wydatków na odzież i obuwie, na mieszka-

nie oraz na transport i łączność. Z punktu widzenia celu niniejszego opracowania, interesują nas szczególnie zmiany w wydatkach na usługi bytowe. Najlepszym miernikiem do prześledzenia procesu deserwicyzacji gospodarstw domowych byłyby zmiany odsetka gospodarstw korzystających z tych usług w poszczególnych latach; informacje takie można by jednak otrzymać wyłącznie w badaniach ankietowych. Nie posiadając możliwości uzyskania takich danych skorzystano - jak poprzednio - z publikowanych danych zawartych w budżetach domowych. Zakres publikowanych informacji umożliwił przeprowadzenie analizy wydatków na następujące usługi: żywienie zbiorowe, usługi odzieżowe i obuwnicze, mieszkaniowe, usługi w dziedzinie ochrony zdrowia i higieny osobistej.

T a b e l a 4.5

Struktura wydatków w gospodarstwach pracowniczych

Grupy wydatków	Struktura wydatków w % w roku					
	1974	1975	1976	1980	1981	1982
Ogółem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Żywność	41,3	39,9	39,9	38,0	36,5	48,0
Alkohol i tytoń	3,9	4,2	4,5	4,7	5,6	6,7
Odzież i obuwie	16,9	16,5	16,3	15,7	16,9	11,8
Mieszkanie	11,8	13,4	12,8	13,0	12,6	9,8
Opał i światło	3,4	3,2	3,3	2,8	2,5	2,9
Higiena osobista i ochrona zdrowia	3,2	3,3	3,3	3,6	3,4	2,8
Kultura, oświata, sport i turystyka	9,7	9,9	10,4	10,6	10,4	9,3
Transport i łączność	6,0	5,8	5,7	7,0	7,8	5,8
Inne	3,8	3,8	3,8	4,6	4,3	2,9
Wydatki w zł na osobę	20 626	23 043	25 134	38 061	46 169	78 139

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.1.

Analiza dotyczyć będzie zarówno danych przeciętnych dla ogółu badanych gospodarstw pracowniczych, jak i dla wybranych grup dochodowych. Informacje dotyczące ogółu gospodarstw zawiera tab. 4.6.

T a b e l a 4.6

Wydatki na wybrane grupy usług
w budżetach rodzin pracowniczych

Grupy wydatków	Udział w ogólnej sumie wydatków w %						Indeks 1982/81
	1974	1975	1976	1980	1981	1982	
Ogółem wydatki w gospodarstwie	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	x
Przetwory warzywne i grzybowe	0,57	0,56	0,56	0,57	0,64	0,57	89,0
Przetwory owocowe	0,30	0,28	0,26	0,24	0,29	0,42	144,8
Żywnienie zbiorowe	2,51	2,52	2,59	2,58	2,28	1,85	81,1
- stołówki	1,43	1,44	1,60	1,57	1,35	1,16	85,9
- restauracje i bary mięsne	0,74	0,75	0,69	0,81	0,73	0,51	69,8
Usługi włókiennicze, odzieżowe i skórzane	0,72	0,72	0,69	0,54	0,56	0,44	78,5
Usługi obuwnicze	0,10	0,10	0,09	0,08	0,09	0,11	122,2
Usługi mieszkaniowe ogółem	3,33	3,45	3,14	3,10	2,59	1,86	71,8
- naprawa sprzętu	0,08	0,07	0,07	0,10	0,10	0,12	120,0
- usługi budowlane i remontowe	0,85	0,95	0,80	0,68	0,82	0,51	62,1
Usługi ochrony zdrowia i higieny osobistej	0,86	0,84	0,83	0,93	0,90	0,82	91,1
- fryzjerskie i kosmetyczne	0,30	0,24	0,25	0,25	0,26	0,26	100,0
- pranie i czyszczenie	0,19	0,19	0,19	0,18	0,18	0,17	94,4
Usługi oświaty i wychowania	1,33	1,35	1,33	1,78	1,69	1,47	99,3
- przedszkola	0,79	0,79	0,78	1,04	0,98	0,89	90,8

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.1.

Niski odsetek wydatków na usługi, zaobserwowany w budżetach pracowników w całym badanym przedziale czasowym, potwierdza spostrzeżenia przytoczone poprzednio, że osiągnięty w Polsce poziom korzystania z usług bytowych był relatywnie mały. W pierwszym z badanych okresów (1974-1976) udział ten dla wszystkich analizowanych rodzajów usług był w miarę stabilny, nie wykazujący żadnej określonej tendencji.

Sytuacja ta występowała również w dwóch pierwszych latach drugiego okresu (1980-1981). Dopiero - podobnie, jak w przypadku udziału wydatków na żywność, a więc z opóźnieniem w stosunku do momentu wystąpienia zjawisk kryzysowych - w 1982 r. obserwujemy wyraźny spadek³⁹ badanych wskaźników udziału. Świadczy to ewidentnie o procesie renaturalizacji czynności usługowych w gospodarstwach pracowniczych. Bezwzględny spadek udziału wydatków na usługi wyrażony w punktach procentowych wahał się w roku 1982 w porównaniu z 1981 r. w granicach od 0,01 (pranie i czyszczenie) do 0,73 (usługi mieszkaniowe ogółem); względny natomiast spadek tych udziałów (w procentach) zamykał się w granicach od 62,1% (usługi budowlano-remontowe) do 99,3% (usługi oświaty i wychowania).

Dane zamieszczone w tab. 4.7 ilustrują proces deserwicyzacji gospodarstw domowych zaliczonych do dwóch skrajnych grup dochodowych w każdym z badanych lat.

Przed wszystkim warto zwrócić uwagę, iż we wszystkich latach stopień serwicyzacji gospodarstw domowych należących do najwyższej grupy dochodowej był wyższy niż gospodarstw grupy najniższej; wyraża się to nie tylko - jak wskazują dane absolutne - w wyższym bezwzględnym poziomie wydatków na usługi⁴⁰, ale również wyższym ich udziale w ogólnej sumie wydatków. Potwierdzenie więc znalazły wyni-

³⁹ Wyjątek stanowią 3 obserwowane rodzaje usług. Nastąpił wyraźny wzrost wskaźnika dla przetworów owocowych, usług obuwniczych oraz usług związanych z naprawą sprzętu gospodarstwa domowego. Pierwszy z tych przypadków wytłumaczyć można wyjątkowo silnym wzrostem cen cukru w 1982 r. (por. "Rocznik Statystyczny" [Warszawa] 1983, s. 369). Przypadek drugi i trzeci wyjaśnić można - naszym zdaniem - niemożnością rezygnacji z fachowych usług naprawczych, zwłaszcza przy braku alternatywy zakupu nowych dóbr, ze względu na skrajną dezorganizację tych rynków.

⁴⁰ Wyjątek wśród badanych pozycji stanowi udział wydatków na przetwory warzywne i owocowe oraz na przedszkola.

T a b e l a 4.7

Wydatki na usługi w najniższej i najwyższej grupie dochodowej

Grupy wydatków ⁹	Udział w ogólnej sumie wydatków w %						Indeks 1982/81
	1974	1975	1976	1980	1981	1982	
Wydatki ogółem	a 100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	x
	b 100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	x
Przetwory warzywne i grzybowe	a 0,68	0,74	0,85	0,74	0,79	0,68	86,0
	b 0,46	0,38	0,42	0,47	0,55	0,55	100,0
Przetwory owocowe	a 0,43	0,49	0,39	0,28	0,32	0,46	143,7
	b 0,29	0,25	0,24	0,23	0,26	0,41	157,6
Żywnienie zbiorowe	a 1,46	1,06	1,22	1,48	1,23	0,71	57,7
	b 3,70	3,96	3,39	3,03	2,68	2,71	101,1
- stołówki	a 0,91	0,71	0,77	1,07	0,72	0,46	63,8
	b 1,70	1,75	1,69	1,51	1,23	1,40	113,8
- restauracje i bary	a 0,47	0,30	0,41	0,30	0,38	0,16	42,1
	b 1,33	1,52	1,20	1,20	1,10	1,03	93,6
Usługi włókiennicze i skórzane	a 0,28	0,29	0,26	0,13	0,18	0,24	133,3
	b 1,11	1,18	1,10	0,79	0,84	0,65	69,1
Usługi obuwnicze	a 0,07	0,06	0,05	0,05	0,05	0,07	140,0
	b 0,11	0,10	0,10	0,10	0,09	0,14	155,5
Usługi mieszkaniowe	a 2,40	2,02	2,04	3,11	2,91	1,50	51,5
	b 3,66	3,93	3,28	2,97	2,98	2,17	72,8
- naprawa sprzętu	a 0,07	0,01	0,02	0,09	0,05	0,14	280,0
	b 0,12	0,09	0,08	0,11	0,12	0,15	125,0
- budowlane i remontowe	a 0,33	0,57	0,56	0,84	0,65	0,26	40,0
	b 1,04	1,46	1,15	0,98	1,68	0,57	83,8
Usługi ochrony zdrowia i higieny osobistej	a 0,41	0,30	0,30	0,47	0,48	0,51	106,2
	b 1,22	1,26	1,04	1,05	1,21	0,93	76,8
- fryzjerskie i kosmetyczne	a 0,13	0,11	0,13	0,17	0,18	0,17	94,4
	b 0,40	0,40	0,40	0,35	0,40	0,38	95,0
- pranie i czyszczenie	a 0,06	0,04	0,04	0,06	0,08	0,10	125,0
	b 0,34	0,34	0,28	0,25	0,25	0,24	96,0

Tabela 4.7 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8
Usługi oświaty i wychowania	a 1,07 b 1,09	0,69 0,97	0,68 0,93	1,24 1,38	1,06 1,41	0,94 1,54	88,6 109,2
- przedszkola	a 0,58 b 0,35	0,60 0,17	0,38 0,16	0,78 0,28	0,79 0,20	0,54 0,28	68,3 140,0

⁹ a - w najniższej grupie dochodowej, b - w najwyższej grupie dochodowej.

Źródło: Jak w tab. 4.1.

ki innych badań, wskazujących na wysoką elastyczność dochodową wydatków na usługi bytowe, powodującą, że usługi w polskim modelu spożycia zaliczyć trzeba do grupy dóbr luksusowych⁴¹.

Spostrzeżenia dotyczące udziału wydatków na usługi w skrajnych grupach dochodowych w znakomitej większości przypadków pokrywają się z uwagami dotyczącymi stopnia serwicyzacji ogółu gospodarstw domowych (por. komentarz do tab. 4.6); wyraźne zmiany deserwicyzacyjne wystąpiły dopiero w 1982 r. Ogólnie jednak zauważyć można, że zmiany te przebiegały inaczej w każdej ze skrajnych grup dochodowych i w sposób mniej jednoznaczny, niż przy badaniu zmian przeciętnych dla ogółu gospodarstw.

W budżetach gospodarstw o najniższych dochodach wystąpił bardzo wyraźny (silniejszy, niż dla ogółu gospodarstw) spadek udziału wydatków na usługi, z wyjątkiem grup usług komentowanych w tab. 4.6 oraz usług pralniczych (co w efekcie spowodowało również wzrost udziału łącznych wydatków w grupie usług związanych z higieną osobistą i ochroną zdrowia). W przypadku tej ostatniej pozycji warto podkreślić, że bezwzględny poziom wydatków (w zł na osobę) w najniższej grupie dochodowej wzrósł przeszło 2,5-krotnie, podczas gdy w grupie gospodarstw o najwyższych dochodach tylko o ok. 4%. Można przypuszczać, że reglamentacja środków piorących i brak możliwości uzupełnienia ich poprzez nabycie w sprzedaży pozakartkowej - ze wzglę-

⁴¹ Por. np. Z. Zarzycka, W. Kazmierczak, Zapotrzebowanie na usługi bytowe w Łodzi na tle innych wielkich miast w Polsce, "Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki UŁ" 1976, S. 8, nr 5.

du na wysoką cenę - zmuszała najbiedniejsze rodziny do nierezygnowania z usług pralniczych mimo wzrostu ich ceny.

Najsilniejszy względny spadek udziału wydatków na usługi w tej grupie gospodarstw domowych dotyczył usług budowlano-remontowych i usług restauracji i barów mięsnych. Warto zauważyć, że w obu tych pozycjach wystąpił nie tylko spadek udziału, ale i bezwzględnej sumy wydatków; świadczy to o absolutnym spadku poziomu spożycia omawianych rodzajów usług, czyli o bezwzględnej deserwicyzacji konsumpcji gospodarstw domowych.

W budżetach gospodarstw o najwyższych dochodach również nastąpił w 1982 r., w porównaniu z rokiem poprzednim, spadek udziału wydatków na usługi w większości analizowanych pozycji. Był to jednak najczęściej spadek mniej silny, niż w budżetach rodzin o najniższych dochodach. Wzrost udziału wydatków na usługi wystąpił - poza grupami komentowanymi w tab. 4.6 - także w pozycjach wydatków na stołówki pracownicze oraz na przedszkola. Sądzić można, że wzrost cen w stołówkach pracowniczych, mimo że powodował wzrost bezwzględnych wydatków (ok. 57% na osobę), nie zniechęcał do korzystania z tej formy usług w wyższych grupach dochodowych, poprawiając bilans wyżywieniowy tych rodzin. Warto dodać, że w grupie o najniższych dochodach spadek udziału wydatków na stołówki wyniósł ok. 36%. Również w drugiej pozycji związanej bezpośrednio z bilansem wyżywieniowym - usługi restauracji i barów mięsnych - w rodzinach najuboższych nastąpił spadek udziału wydatków w budżecie o ok. 58%, a w rodzinach znajdujących się w najlepszej sytuacji materialnej - tylko o ok. 6%.

Wzrost udziału wydatków na przedszkola w 1982 r. w tej grupie dochodowej spowodowany był - naszym zdaniem - poważnym wzrostem opłat przy równoczesnej niechęci do rezygnowania z tej formy usług (wysoki odsetek osób pracujących zawodowo) w tej grupie gospodarstw domowych⁴².

Przeprowadzona analiza danych empirycznych potwierdza w głównym zarysie działanie mechanizmów doprowadzających do deserwicyzacji gospodarstw domowych w obecnych warunkach naszej gospodarki. Analiza ta ujawniła działanie "prawa rygla" prowadzącego do opóźnienia zmian w realizowanych wzorach konsumpcji kosztem wyczerpywania oszczędności, zaciągania kredytów konsumpcyjnych lub pożyczek.

⁴² Por. "Rocznik Statystyczny" [Warszawa] 1983, s. 112.

W związku z tym działanie prawa Engla ujawniło się dopiero w 1982 r., pociągając za sobą spadek udziału na nieżywnościowe grupy wydatków. Spadek ten dotknął również wyraźnie większość wydatków na usługi, w tym na analizowane przez nas czasooszczędne usługi bytowe. Pewne - omówione w opracowaniu - niekonsekwencje w tendencji spadku udziału wydatków na usługi nie przeczą - naszym zdaniem - ogólnemu kierunkowi zmian deserwicyzacyjnych, tym niemniej wyznaczenie określonego trendu wymagałoby objęcia badaniami dłuższego okresu. Dodatkową trudność w tym przypadku stwarza fakt, że procesy deserwicyzacyjne ujawniły się z różną siłą w gospodarstwach należących do różnych grup dochodowych.

Mimo że wydatki na usługi czasooszczędne stanowiły niewielki odsetek wydatków w naszym modelu spożycia, badania w zakresie tej problematyki wydają się istotne przede wszystkim z punktu widzenia działań na rzecz poprawy warunków bytu ludności.

4.2. Różnice w strukturze wydatków gospodarstw domowych pracowniczych oraz emerytów i rencistów

4.2.1. Cel i metoda analizy. Opis badanej zbiorowości

Postępujący w Polsce proces starzenia się ludności powoduje - m. in. - zmiany w strukturze społeczeństwa według głównych źródeł utrzymania. Rośnie odsetek ludności utrzymującej się z emerytur i rent⁴³, kosztem zmniejszania się udziału ludności utrzymującej się z pracy. Różnice w sytuacji materialnej oraz w budżecie czasu wynikające głównie z różnic w poziomie wieku tych dwóch grup społecznych powodują niewątpliwie odmienny sposób wydatkowania posiadanych dochodów. Istnieje zatem społeczna potrzeba prowadzenia badań, których celem byłoby poznanie różnic w strukturze konsumpcji, wynikających zarówno z odmienności potrzeb, jak i z różnic w możliwościach realizacji tych potrzeb.

⁴³ O ile w roku 1960 ludność utrzymująca się z niezarobkowych źródeł utrzymania stanowiła 1867 tys. (ok. 6,3% ogółu ludności), to w roku 1970 liczba ta wynosiła 3380 tys. (10%), zaś w roku 1978 wzrosła do 5106 tys. osób (14,8%).

Z drugiej strony sytuacja ekonomiczna Polski na początku lat osiemdziesiątych, zjawiska kryzysowe i brak równowagi rynkowej wywołał - jak się wydaje - zmiany nie tylko w sposobie gospodarowania posiadanymi dochodami, ale i we wzajemnych relacjach między realizowanymi wzorami konsumpcji poszczególnych grup gospodarstw domowych. Opracowanie ma więc na celu sprawdzenie, czy i w jakim stopniu relacje zaobserwowane w latach względnej równowagi rynkowej uległy zmianie na początku lat osiemdziesiątych.

Tej właśnie tematyce poświęcony jest niniejszy paragraf (4.2.)⁴⁴; jego wyniki mogą stanowić przyczynek do analizy zmian w potrzebach społeczeństwa, dokonujących się pod wpływem demograficznych przemian.

Wyniki badań budżetów gospodarstw domowych publikowane są dla każdego roku w opracowaniach GUS⁴⁵, zawierających informacje pogrupowane jednocześnie według grup społecznych, liczby osób w gospodarstwie domowym oraz według poziomu dochodów (roczne dochody na osobę). Te właśnie informacje będą podstawą do przeprowadzonej w niniejszym paragrafie analizy porównawczej.

Analiza została przeprowadzona na podstawie wyników badań z lat 1975, 1976 oraz 1980, 1981 i 1982. Wybór tych lat podyktowany został dwoma względami. Po pierwsze - powtórzenie badania dla kolejnych lat znacznie zmniejsza - naszym zdaniem - niebezpieczeństwo uzyskania przypadkowych wyników w zakresie analizowanych zależności. Z drugiej strony - w latach 1980, 1981 i 1982 wystąpiły wyraźne oznaki zachwiania równowagi rynkowej.

Analiza dotyczy różnic w sposobie gospodarowania dochodami dwóch grup społeczno-ekonomicznych: rodzin utrzymujących się głównie z pracy w uspołecznionej gospodarce narodowej (tzw. gospodarstw pracowniczych) oraz gospodarstw emerytów i rencistów⁴⁶. Można przyjąć, iż

⁴⁴ Paragraf niniejszy przedstawia niektóre rezultaty badań prowadzonych przez autorów w ramach Problemu Węzłowego 11.5, w temacie pt. "Wpływ zmian w strukturze wieku na popyt konsumpcyjny".

⁴⁵ Por. "Budżety Gospodarstw Domowych" w 1973, ..., 1982 r.; "Materiały Statystyczne" [Warszawa] 1974, ..., 1983. Dodajmy, że częściowo informacje te publikowane są corocznie w "Rocznikach Statystycznych".

⁴⁶ Udział tej ostatniej grupy gospodarstw w badanej zbiorowości systematycznie rośnie - od ok. 13% w 1973 r. (1337 gospodarstw domowych) do niemal 20% w 1981 r. (1686 budżetów) i 22,4% (1288 gospodarstw domowych) w roku 1982.

do roku 1982 gospodarstwa emerytów i rencistów wywodziły się głównie z gospodarstw pracowniczych, utrzymujących się z pracy w uspołecznionej gospodarce narodowej. Zachowały więc one - jak można przypuszczać - znaczną część przyzwyczajeń i preferencji konsumpcyjnych. Poza tym - podobne są zewnętrzne warunki, w jakich gospodarstwa należące do obu tych grup podejmują decyzje konsumpcyjne. Dlatego też słuszne wydaje się przeprowadzenie analizy porównawczej dla tych właśnie podzbiorów gospodarstw.

Podstawą analizy porównawczej w niniejszym paragrafie są wydatki (w zł rocznie na osobę) charakteryzujące popyt zrealizowany, a nie potrzeby poszczególnych grup rodzin. Na potrzeby ludności ma wpływ cały szereg czynników o charakterze ekonomicznym, demograficznym i społecznym. Szeroki wachlarz materialnych i duchowych potrzeb zaspokajany jest bądź z dochodów osobistych ludności, bądź w ramach tzw. konsumpcji zbiorowej. Realizacja potrzeb zaspokajanych z dochodów osobistych dokonuje się na rynku, przy czym o rozmiarach zawieranych transakcji decydują - obok potrzeb - dochody nabywców i ceny, określające rzeczywisty popyt konsumpcyjny ludności. W warunkach niedostatecznej podaży, popyt ten może nie być zrealizowany; wielkością obserwowaną w takim przypadku jest popyt zrealizowany, wyrażony w jednostkach naturalnych lub pieniężnych. W analizie struktury konsumpcji podstawę muszą stanowić sumowalne wielkości, a więc wydatki gospodarstw domowych. Pamiętać przy tym należy, że zaobserwowane różnice dotyczą popytu zrealizowanego, a nie rzeczywistego czy - tym bardziej - potrzeb porównywanych zbiorów gospodarstw.

Przyjrzyjmy się w pierwszej kolejności różnicom w strukturze wydatków na główne grupy potrzeb dla ogółu gospodarstw należących do porównywanych podzbiorów. Dane dla lat 1976, 1982 przedstawiono w tab. 4.8.

We wszystkich badanych latach wystąpiły podobne tendencje w zróżnicowaniu struktur wydatków: w gospodarstwach emerytów wydatki na żywność stanowią znacznie większy odsetek ogółu wydatków niż w rodzinach pracowniczych. Podkreślić przy tym należy, iż w roku 1982 wystąpił wyraźny wzrost udziału tej pozycji. Jak wynika z rozważań przeprowadzonych w poprzednim paragrafie - znajduje tu odzwierciedlenie działanie tzw. prawa rygla, według którego w situa-

Struktura wydatków gospodarstw domowych pracowniczych
oraz emerytów i rencistów

Grupy wydatków	Udział wydatków (w %) w roku			
	1976		1982	
	gospodarstwa domowe,			
	pracow- nicze	emerytów i rencis- tów	pracow- nicze	emerytów i rencis- tów
Razem	100,0	100,0	100,0	100,0
Żywność	39,9	52,2	46,8	58,0
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	4,5	3,4	6,5	7,1
Odzież i obuwie	16,3	10,5	11,5	7,3
Mieszkanie	12,8	10,1	9,5	7,2
Opał, energia elektrycz- na i ciepła	3,3	5,8	2,8	5,2
Higiena osobista i ochrona zdrowia	3,3	4,3	2,7	3,3
Kultura, oświata, wycho- wanie, sport, turysty- ka i wypoczynek	10,4	6,7	9,1	5,4
Transport i łączność	5,7	3,6	5,6	2,6
Usługi i wydatki osob- no nie wymienione	3,8	3,4	5,5	3,9

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.1.

cji kryzysu gospodarstwa starają się zachować na poprzednim poziomie w i e l k o ś ć spożycia dóbr żywnościowych, co prowadzi do wzrostu u d z i a ł u tej pozycji w ogólnej sumie wydatków. Również pozycja "opał, energia elektryczna i ciepła" stanowi większy udział w wydatkach gospodarstw emerytów. We wszystkich pozostałych grupach wydatków obserwowana jest odwrotna prawidłowość, przy czym szczególnie duże różnice występują w udziale wydatków na odzież i obuwie oraz na kulturę i turystykę, jak również na transport i łączność.

Jest oczywiste, że na zaobserwowane różnice w strukturze wydatków miało wpływ wiele czynników, a wśród nich przede wszystkim czynniki ekonomiczne. W uzyskanych wynikach znalazło odbicie działanie prawa Engla, w myśl którego udział wydatków na żywność maleje w miarę wzrostu dochodów gospodarstwa. Porównywane podzbiory rodzin różnią się w sposób wyraźny z tego punktu widzenia. O ile w gospodarstwach emerytów średni dochód roczny na osobę wynosił w 1976 r. ok. 20 tys. zł, to w rodzinach pracowniczych - 27,2 tys. zł; analogiczne wielkości dla roku 1980 wynosiły odpowiednio 32 tys. zł i 39,3 tys. zł, a dla roku 1982 - 67,6 tys. zł i 79 tys. zł.

Inny jest również stopień zagospodarowania rodzin należących do porównywanych zbiorów. W tab. 4.9 podajemy przykładowo informacje dotyczące posiadania niektórych dóbr trwałego użytku.

T a b e l a 4.9

Wyposażenie gospodarstw domowych pracowniczych
oraz emerytów i rencistów w niektóre przedmioty trwałego
użytku

Przedmioty trwałego użytkowania	Liczba sztuk na 100 gospodarstw domowych w latach			
	1976		1982	
	gospodarstwa domowe			
	pracow- nicze	emerytów i renci- stów	pracow- nicze	emerytów i renci- stów
1	2	3	4	5
Odbiorniki:				
- radiofoniczne stołowe	75,3	74,4	82,7	76,2
- radiofoniczne prze- nośne-turystyczne	54,1	17,9	74,0	40,1
- telewizyjne	95,2	63,5	110,8	92,6
Gramofony elektryczne	39,0	9,4	30,3	11,5
Prałki i wirówki elektryczne	92,7	72,4	111,6	91,0
Chłodziarki i za- mrażarki	77,4	40,9	99,3	81,6
Odkurzacze elektrycz- ne	70,8	40,4	93,0	69,1

Tabela 4.9 (cd.)

1	2	3	4	5
Fraterki elektrycz- ne	6,8	2,7	8,1	5,4
Maszyny do szycia	47,1	50,1	55,3	59,5
Motocykle i skutery	12,0	2,5	13,9	4,7
Samochody osobowe	10,3	1,4	24,1	3,5

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.1.

Gospodarstwa domowe pracownicze są w większym stopniu wyposażone zarówno w ważniejsze przedmioty służące do ułatwiania prac domowych (z wyjątkiem maszyn do szycia), jak i przedmiotów, których przeznaczeniem jest zagospodarowanie czasu wolnego. Sytuacja ta ma niewątpliwie wpływ na zaobserwowane różnice w strukturze wydatków porównywanych gospodarstw domowych.

Drugą grupę czynników determinujących potrzeby gospodarstw stanowią czynniki o charakterze demograficznym, jak wiek członków rodziny czy liczba osób w gospodarstwie domowym. Porównywane podzbiory różnią się między sobą z tego punktu widzenia w sposób istotny. Rozkład ogółu osób należących do badanych gospodarstw domowych według wieku dla 1976 i 1982 r. przedstawiony został w tab. 4.10.

T a b e l a 4.10

Rozkład osób w gospodarstwach domowych
według porównywalnych grup wieku

Podzbiory gospodarstw	Udział osób w wieku (w %)				
	razem	19 i mniej	20-59	60-64	65 i więcej
1976					
pracownicze	100,0	38,9	56,8	1,6	2,7
emerytów i rencistów	100,0	8,8	17,6	16,5	57,1
1982					
pracownicze	100,0	39,0	57,4	1,5	2,1
emerytów i rencistów	100,0	7,6	28,8	13,9	49,7

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.1.

Średni wiek (mediana) osób w gospodarstwach pracowniczych w latach 1976-1982 wahał się w granicach 27,8-28,6 lat, a w gospodarstwach emerytów 65,3-66,1 lat, przy czym uzyskane wyniki wskazują na dużą stabilność średniego wieku w każdym z porównywanych podzbiorów w badanym okresie. Podobnie (tab. 4.10) stabilna jest struktura osób według wieku w badanych podzbiorach gospodarstw⁴⁷. Natomiast - jak należało oczekiwać - występują zdecydowane różnice w strukturze populacji według wieku w gospodarstwach pracowniczych i emerytów. Fakt ten wpływa niewątpliwie na istnienie różnic w potrzebach tych rodzin.

Podobnie z punktu widzenia wielkości gospodarstw domowych obserwuje się wyraźne różnice między porównywanymi podzbiorami. Oile przeciętna liczba osób w gospodarstwach pracowniczych wynosi ok. 3,5 osoby, to w rodzinach emerytów - ok 1,8 osoby. Rozkład gospodarstw według liczby osób podajemy przykładowo⁴⁸ dla lat 1976 i 1982 w tab. 4.11.

T a b e l a 4.11

Badane budżety domowe według wielkości gospodarstwa domowego w latach 1976 i 1982

Liczba osób w gospodarstwie domowym	Liczba budżetów domowych w roku		Struktura (w %)	
	1976	1982	1976	1982
1	2	3	4	5
Gospodarstwa pracownicze				
Razem	5 293	3 222	100,0	100,0
1	356	160	6,7	5,0
2	837	501	15,8	15,5
3 i więcej	4 100	2 561	77,5	79,5

⁴⁷ Wskaźniki podobieństwa struktur (P), obliczone łącznie dla 4 lat (1975-1976 i 1979-1980) według formuły: $P = \sum \min_i P_{it}$, wynosiły: dla rodzin pracowniczych 0,941, zaś dla rodzin emerytów i rencistów 0,861. Przypomnijmy w tym miejscu, że maksymalna wartość tego wskaźnika, przy absolutnej zgodności struktur przyjmuje wartość 1.

⁴⁸ Ograniczenie się w prezentacji tylko do tych lat (pominięto lata 1975 i 1979 oraz 1980) jest efektem stwierdzenia, że w sąsiadujących bezpośrednio latach nie wystąpiły istotne różnice w poziomie rozważanych cech, por. Z a r z y c k a, C z a j k o w s k i, Wpływ zmian...

Tabela 4.11 (cd.)

1	2	3	4	5
	Gospodarstwa emerytów i rencistów			
Razem	1 536	1 288	100,0	100,0
1	772	587	50,3	45,6
2	618	542	40,2	42,1
3 i więcej	146	159	9,5	12,3

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.1.

Odsetek gospodarstw jednoosobowych w podzbiorze rodzin pracowniczych stanowił 5-7%, podczas gdy w drugim podzbiorze - 46-50%. Największe gospodarstwa pracownicze (3 i więcej osób) stanowiły ok. 80% tego podzbioru, natomiast w grupie gospodarstw emerytów odsetek ten wahał się w granicach 10-12%.

4.2.2. Analiza porównawcza w jednorodnych grupach gospodarstw

W literaturze poświęconej badaniom popytu konsumpcyjnego zwraca się uwagę na wpływ innych (niż wymienione) czynników na strukturę popytu, związanych bezpośrednio lub pośrednio z gospodarstwem domowym. Przeprowadzenie wielowymiarowej analizy pozwalającej na wyodrębnienie wpływu licznych zmiennych na realizowane wzory konsumpcji możliwe jest jednak wyłącznie na podstawie indywidualnych niepogrupowanych wyników badań budżetów rodzinnych. Ponieważ w niniejszym paragrafie wykorzystywane są wyłącznie pogrupowane materiały liczbowe publikowane przez GUS - istnieje możliwość - przy porównywaniu struktury wydatków w gospodarstwach pracowniczych i emerytów - wyeliminowania wpływu jedynie wielkości rodziny i poziomu jej dochodów. Różnice w sposobie gospodarowania tych rodzin prześledzimy więc dla grup jednorodnych z punktu widzenia tylko tych cech. Tym samym porównania zostaną dokonane dla grup spełniających następujące warunki:

- średnie roczne dochody na osobę w tych podzbiórach muszą kształtować się na zbliżonym poziomie,

- liczba osób w porównywanych gospodarstwach musi być jednako-
wa,

- liczba badanych budżetów w grupach wybranych dla porównań mu-
si być dostatecznie duża, aby obliczone wielkości średnich wydatków
na poszczególne cele wydatkowe miały wartość poznawczą,

- dane dotyczyć muszą - co jest oczywiste - analogicznych okre-
sów obserwacji.

W rezultacie dla lat 1975 i 1976 porównanie struktury wydatków
przeprowadzone zostanie w następujących grupach gospodarstw pracow-
niczych i emerytów:

- dla gospodarstw jednoosobowych grupy dochodowe: 24-30 tys. zł
i 30-36 tys. zł rocznie na osobę,

- dla gospodarstw dwuosobowych analogiczne grupy,

- dla trzy i więcej osobowych⁴⁹ grupy dochodowe: 12-15 tys. zł
oraz 24-30 tys. zł,

natomiast dla roku 1981 analizą objęto:

- w gospodarstwach jednoosobowych grupy dochodowe: 60-72 tys. zł
i 72-84 tys. zł,

- w gospodarstwach dwuosobowych: 60-72 tys. zł i 72-84 tys. zł,

- w gospodarstwach trzy i więcej osobowych grupy dochodowe:
36-48 tys. zł i 48-60 tys. zł.

Wreszcie dla roku 1982 objęto analizą następujące grupy:

- w gospodarstwach jednoosobowych grupy dochodowe: 96-108 tys.
zł i 108-120 tys. zł,

- w gospodarstwach dwuosobowych grupy: 60-72 tys. zł i 72-84
tys. zł,

- w gospodarstwach trzy i więcej osobowych grupy: 48-60 tys. zł
i 72-84 tys. zł.

Podstawowe charakterystyki liczbowe dla wybranych grup gospo-
darstw zamieszczone zostały w tab. 4.12.

⁴⁹ W gospodarstwach domowych pracowniczych są to dane wyłącznie
dla gospodarstw 3-i 4-osobowych. Niejako potwierdzeniem słuszności
wyboru tylko tych gospodarstw pracowniczych, dla porównań z gospo-
darstwami emerytów 3 i więcej osobowymi jest fakt, że średnia liczb-
a osób w gospodarstwach pracowniczych 3-i 4-osobowych wynosiła w
badanych latach niemal 4 osoby, zaś w gospodarstwach emerytów i ren-
cistów ok. 3,5 osoby.

Podstawowe charakterystyki liczbowe dla wybranych
do analizy grup gospodarstw domowych

Grupa dochodowa (w tys. zł rocznie na osobę)	Liczba budżetów		Średni dochód na osobę (w zł)		Mediana wieku (w latach)	
	pracownicze	emerytów	pracownicze	emerytów	pracownicze	emerytów
1976						
Gospodarstwa 1-osobowe						
24-30	25	129	27 855	26 552	45,5	66,4
30-36	51	49	33 088	32 587	38,5	63,9
Gospodarstwa 2-osobowe						
24-30	157	93	26 876	26 571	38,7	65,6
30-36	163	27	32 943	32 290	39,4	63,7
Gospodarstwa 3 i więcej osobowe						
12-15	115	29	12 770	13 770	20,1	47,3
24-30	835	21	26 904	26 868	27,8	51,4
1982						
Gospodarstwa 1-osobowe						
96-108	19	16	101 347	102 880	41,2	67,0
108-120	21	16	113 401	114 700	44,0	62,7
Gospodarstwa 2-osobowe						
60-72	43	182	66 459	65 747	32,0	66,5
72-84	66	92	78 393	77 181	38,8	63,8
Gospodarstwa 3 i więcej osobowe						
48-60	299	37	54 668	53 707	22,4	44,4
72-84	419	27	77 549	78 037	28,7	51,9

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.1.

Mozna stwierdzić, że grupy objęte analizą spełniają wszystkie określone przez nas wymogi dotyczące jednakowej liczby osób, zbliżonego poziomu dochodów, analogicznych okresów obserwacji oraz dostatecznej liczby budżetów w każdej grupie.

Analizę porównawczą poziomu wydatków rozpoczniemy od gospodarstw j e d n o o s o b o w y c h. Warto przede wszystkim zauważyć, że w poszczególnych grupach - jednorodnych z punktu widzenia dochodów - łączna wielkość wydatków (rozumianych jako wartość artykułów i usług przeznaczonych na konsumpcję) w gospodarstwach emerytów jest niższa niż w gospodarstwach pracowniczych. W tab. 4.13 przedstawiono stosunek wydatków w tych dwóch podzbiórach gospodarstw.

Przechodząc do bardziej szczegółowej analizy dotyczącej poszczególnych celów wydatkowych, zauważa się duże różnice w poziomie obserwowanych ilorazów. Największe względne różnice wystąpiły w grupie wydatków na odzież i obuwie: w gospodarstwach emerytów stanowiły one w badanych podzbiórach 53-78% wydatków ponoszonych w gospodarstwach pracowniczych. Niższe też w gospodarstwach emerytów były na ogół wydatki na alkohol i tytoń. Natomiast w odniesieniu do takich celów wydatków, jak: opał, energia elektryczna oraz transport i łączność obserwuje się niemal we wszystkich grupach wyższe wydatki w gospodarstwach emerytów niż w gospodarstwach pracowniczych. Wydatki na żywność nie wykazują żadnej prawidłowości z tego punktu widzenia, podobnie jak wydatki na mieszkanie czy na higienę osobistą i ochronę zdrowia.

W grupie wydatków na kulturę, oświatę, sport i turystykę w latach 1975 i 1976 wystąpiła przewaga wydatków w gospodarstwach emerytów, natomiast w latach osiemdziesiątych - wydatki w gospodarstwach pracowniczych na te cele są znacznie wyższe.

Różnice w realizowanych wzorcach konsumpcji występują wyraźniej przy analizie struktury wydatków według głównych celów wydatkowych. Odpowiednie wielkości dla lat 1975 i 1976 zawiera tab. 4.14, a dla lat 1981 i 1982 - tab. 4.15.

We wszystkich badanych latach zwraca uwagę wysoki odsetek wydatków przeznaczonych na żywność (wahał się on w granicach 32-52%), przy czym niemal we wszystkich przypadkach był on nieco wyższy w gospodarstwach emerytów niż w gospodarstwach pracowniczych.

W latach kryzysu, jak i w latach względnej równowagi rynkowej, wystąpiła ta sama prawidłowość - nawet przy tych samych dochodach porównywane grupy gospodarstw realizowały odmienne wzory konsumpcji.

Porównanie wydatków jednoosobowych gospodarstw pracowniczych i gospodarstw emerytów w wybranych grupach dochodowych i w wyróżnionych latach

Grupy wydatków	Stosunek wydatków gospodarstw domowych emerytów do wydatków gospodarstw domowych pracowniczych (w %) w grupach dochodowych							
	24 001- -30 000	30 001- -36 000	24 001- -30 000	30 001- -36 000	60 001- -72 000	72 001- -84 000	96 001- -108 000	108 001- -120 000
	1975		1976		1981		1982	
Ogółem	96,5	99,2	95,8	92,2	83,4	90,7	93,5	98,5
Zywność	99,6	101,0	103,8	89,2	109,2	97,1	100,8	114,9
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	63,4	103,7	89,2	68,1	82,0	94,3	68,9	106,5
Odzież, obuwie	55,7	68,6	52,6	64,7	64,5	57,0	52,8	49,3
Mieszkanie	100,2	99,4	106,8	92,4	81,6	101,7	64,1	98,6
Opał, energia elektryczna i ciepła	154,4	137,2	139,5	54,2	150,9	112,3	104,7	141,2
Higiena osobista i ochrona zdrowia	99,0	92,9	107,1	88,4	80,7	98,6	98,3	106,5
Kultura, oświata, wychowanie, sport, turystyka i wypoczynek	133,5	105,9	101,3	142,0	57,2	54,3	67,4	75,9
Transport i łączność	119,8	119,3	107,8	106,9	24,5	134,9	126,4	82,4
Usługi i wydatki osobno nie wymienione	122,4	154,2	104,8	98,2	141,4	154,7	367,0	163,9

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.1.

T a b e l a 4.14

Struktura wydatków w wybranych grupach gospodarstw domowych jednoosobowych w latach 1975-1976

Grupy wydatków	Struktura wydatków (w %) w gospodarstwach domowych w wyróżnionych grupach dochodowych							
	24 001-30 000		30 001-36 000		24 001-30 000		30 001-36 000	
	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów
	1975				1976			
Ogółem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Żywność	45,6	47,1	42,8	43,6	45,5	49,3	43,1	41,8
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	3,0	2,0	2,6	2,7	2,3	2,2	3,9	2,9
Odzież i obuwie	17,9	10,3	17,5	12,1	18,9	10,4	16,0	11,3
Mieszkanie	11,6	12,0	12,8	12,8	10,6	11,8	13,0	13,0
Opał, energia elektryczna i ciepła	4,3	6,9	3,9	5,3	4,5	6,3	3,5	5,7
Higiena osobista i ochrona zdrowia	5,2	5,3	5,3	5,0	4,6	5,1	5,3	5,1
Kultura, oświata, wychowa- nie, sport, turystyka i wypoczynek	6,1	8,4	7,9	8,4	6,9	7,3	7,8	12,0
Transport i łączność	3,3	4,1	3,4	4,1	3,4	3,8	3,9	4,6
Usługi i wydatki osobno nie wymienione	3,0	3,9	3,8	6,0	3,3	3,8	3,5	3,6

Ź r ó d ł o: Obliczenia na podstawie: "Budżety Gospodarstw Domowych" z odpowiednich lat.

Struktura wydatków w wybranych grupach gospodarstw domowych jednoosobowych
w latach 1981 i 1982

Grupy wydatków	Struktura wydatków (w %) w gospodarstwach domowych w wyróżnionych grupach dochodowych							
	60 001-72 000		72 001-84 000		96 001-108 000		108 001-120 000	
	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów
	1981				1982			
Ogółem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Żywność	32,2	42,2	35,3	37,8	48,2	52,1	42,8	49,9
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	4,6	4,5	4,8	5,0	7,8	5,7	5,9	6,3
Odzież i obuwie	17,7	13,7	18,1	11,4	13,0	7,3	17,1	8,5
Mieszkanie	12,8	12,5	13,4	15,0	10,7	7,4	9,6	9,6
Opał, energia elektryczna i ciepła	2,7	4,8	3,3	4,0	4,6	5,1	3,5	4,9
Higiena osobista i ochro- na zdrowia	5,0	4,8	4,9	5,3	4,0	4,2	4,6	4,9
Kultura, oświata, wychowa- nie, sport, turystyka i wypoczynek	10,3	7,0	11,2	6,7	7,0	5,1	9,9	7,6
Transport i łączność	10,5	3,1	2,8	4,1	2,0	2,7	3,7	3,1
Usługi i wydatki osobno nie wymienione	4,2	7,4	6,2	10,7	2,7	10,4	2,9	5,2

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.14.

T a b e l a 4.16

Porównanie wydatków dwuosobowych gospodarstw pracowniczych i gospodarstw emerytów
w wybranych grupach dochodowych i w wyróżnionych latach

Grupa wydatków	Stosunek wydatków gospodarstw domowych emerytów do wydatków gospodarstw domowych pracowniczych (w %)							
	24 001- -30 000	30 001- -36 000	24 001- -30 000	30 001- -36 000	60 001- -72 000	72 001- -84 000	60 001- -72 000	72 001- -84 000
	1975		1976		1981		1982	
Ogółem	97,2	109,0	100,0	95,8	95,5	94,6	93,6	93,2
Żywność	106,4	108,5	109,1	104,7	102,7	107,2	98,5	106,0
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	95,6	57,8	110,1	87,3	94,1	75,6	126,0	119,1
Odzież i obuwie	70,5	79,4	74,6	74,3	73,9	114,9	56,3	49,4
Mieszkanie	83,7	155,7	86,0	77,2	93,6	72,5	80,8	72,8
Opał, energia elektryczna i ciepła	121,8	134,9	123,5	114,1	117,1	109,3	123,0	119,4
Higiena osobista i ochrona zdrowia	124,8	125,8	129,8	82,7	114,2	111,5	89,2	96,1
Kultura, oświata, wychowa- nie, sport turystyka i wypoczynek	78,9	80,9	90,3	64,5	108,3	57,7	62,1	70,4
Transport i łączność	95,2	137,4	107,0	148,7	44,8	70,5	89,3	73,3
Usługi i wydatki osobno nie wymienione	137,1	135,2	87,6	187,5	144,9	115,4	169,9	117,9

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.14.

T a b e l a 4.17

Struktura wydatków w wybranych grupach gospodarstw domowych dwuosobowych
w latach 1975 i 1976

Grupa wydatków	Struktura wydatków (w %) w gospodarstwach domowych w wyróżnionych grupach dochodowych							
	24 001-30 000		30 001-36 000		24 001-30 000		30 001-36 000	
	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów
	1975				1976			
Ogółem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Żywność	43,2	47,4	40,6	40,4	44,4	48,5	41,0	44,8
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	3,7	3,6	4,3	2,3	4,0	4,4	4,7	4,2
Odzież i obuwie	15,1	11,0	16,1	11,7	14,9	11,2	16,0	12,5
Mieszkanie	13,0	11,2	11,9	17,0	12,7	10,9	13,4	10,8
Opał, energia elektryczna i ciepła	4,1	5,1	3,8	4,7	4,3	5,3	4,0	4,7
Higiena osobista i ochrona zdrowia	3,8	4,9	4,0	4,6	3,9	5,0	4,0	3,4
Kultura, oświata, wychowa- nie, sport, turystyka i wypoczynek	9,2	7,5	9,5	7,0	8,9	8,0	9,5	6,4
Transport i łączność	4,0	3,9	5,3	6,7	3,4	3,7	3,4	5,3
Usługi i wydatki osobno nie wymienione	3,9	5,4	4,5	5,6	3,5	3,0	4,0	7,9

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.14.

Drugą co do wielkości pozycję stanowiły wydatki na odzież i obuwie (ok. 7-19% ogólnej sumy wydatków), przy czym odsetek ten jest wyraźnie wyższy w budżetach gospodarstw pracowniczych w obu porównywanych sytuacjach ekonomicznych. Natomiast w przypadku trzeciego celu-wydatkowego - potrzeb związanych z mieszkaniem (ok. 10-15% ogólnej sumy wydatków) - występuje odwrócona zależność w latach 1975 i 1976, a w latach osiemdziesiątych prawidłowość ta została (w porównywanych grupach dochodowych) zachwiana.

Dalsza analiza pozwala zauważyć, że nie wystąpiły żadne wyraźne różnice w badanych prawidłowościach dla lat względnej równowagi rynkowej (1975 i 1976) oraz lat początku kryzysu ekonomicznego (1981 i 1982). Gospodarstwa pracownicze wydają znacznie większy odsetek (ok. 3-8,5 punktów procentowych) ogólnej sumy wydatków na odzież i obuwie kosztem takich celów wydatkowych, jak: mieszkanie, opał, żywność oraz kultura, oświata, sport i wypoczynek. Przypomnijmy (tab. 4.13), że wydatki na odzież i obuwie w badanych grupach (jednorodnych tylko z punktu widzenia poziomu dochodów) były w gospodarstwach emerytów niemal 30-50% niższe aniżeli w gospodarstwach pracowniczych. Jest to więc pozycja, która niejako "wymusza" w budżetach osób młodszych określone oszczędności w odniesieniu do innych celów wydatkowych.

Analiza porównawcza wydatków przeprowadzona dla gospodarstw dwuosobowych pozwala na stwierdzenie, że w tym przypadku wystąpiły również pewne podobieństwa do prawidłowości zaobserwowanych w gospodarstwach jednoosobowych. Porównanie poziomu wydatków w gospodarstwach emerytów i pracowniczych zamieszczono w tab. 4.16.

Gospodarstwa emerytów wydają zdecydowanie mniej (przypomnijmy - przy podobnym poziomie dochodów) na odzież i obuwie, a więcej na opał, energię elektryczną, higienę osobistą i ochronę zdrowia oraz na żywność. Z drugiej strony, o ile w gospodarstwach jednoosobowych wydatki na mieszkanie były na ogół wyższe w gospodarstwach emerytów, to w odniesieniu do gospodarstw dwuosobowych obserwujemy odwrótną prawidłowość, i to zarówno w latach siedemdziesiątych, jak i na początku lat osiemdziesiątych.

Porównanie struktury wydatków w badanych podzbiorach gospodarstw przedstawiamy w tab. 4.17 i 4.18.

Największą pozycję (ok. 35-60%) ogólnej sumy wydatków stanowią - podobnie jak w przypadku gospodarstw jednoosobowych - wydatki

na żywność, na odzież i obuwie (ok. 7-19%) oraz na mieszkanie (6-17%) - czyli na dobra i usługi pierwszej potrzeby, stanowiące tzw. osłonę. Udział tych pozycji w porównywanych podzbiorach gospodarstw domowych nie jest jednak jednakowy (por. tab. 4.17 i 4.18). We wszystkich badanych grupach dochodowych udział wydatków na odzież i obuwie jest wyraźnie wyższy w gospodarstwach pracowniczych, w porównaniu z gospodarstwami emerytów, choć różnice te są mniej wyraźne aniżeli w gospodarstwach jednoosobowych. Wyższy jest również w gospodarstwach pracowniczych udział wydatków na kulturę, oświatę, sport i wypoczynek oraz - z wyjątkiem jednej badanej grupy dochodowej - na mieszkanie. Zdecydowanie niższy udział w budżetach gospodarstw pracowniczych stanowią natomiast wydatki na żywność (3-7 punktów procentowych), opał i energię oraz na transport i łączność. W wydatkach na mieszkanie nie obserwuje się tak wyraźnej "przewagi" ich udziału w gospodarstwach emerytów, jak to miało miejsce w przypadku gospodarstw jednoosobowych. Można więc powiedzieć, że - podobnie jak w gospodarstwach jednoosobowych - przewaga potrzeb dotyczących odzieży i obuwia w pracowniczych gospodarstwach domowych zmusza do oszczędności w zakresie innych celów wydatkowych; przewaga ta uwidacznia się jednak z mniejszą ostrością.

Zaobserwowane różnice wystąpiły zarówno w latach siedemdziesiątych, jak i osiemdziesiątych. Na uwagę zasługuje - podobnie jak w przypadku gospodarstw jednoosobowych - znaczny wzrost w 1982 r. udziału wydatków na żywność, kosztem spadku udziału wydatków na odzież i obuwie oraz na potrzeby związane z mieszkaniem.

Wreszcie ostatnią z porównywanych grup są gospodarstwa o liczbie osób t r z y i w i ę c e j (przypomnijmy, że spośród rodzin pracowniczych brane były pod uwagę łącznie gospodarstwa trzy i czteroosobowe). Sprawdźmy, czy i w tej grupie gospodarstw domowych znajdują potwierdzenie prawidłowości występujące w sposobie wydatkowania w poprzednio porównywanych podzbiorach. Poziom wydatków na poszczególne cele w gospodarstwach emerytów w porównaniu z wydatkami w gospodarstwach pracowniczych podajemy w tab. 4. 19.

Uwagę zwraca przede wszystkim "przewaga" wydatków na opał, energię elektryczną i ciepłą oraz na żywność w budżetach gospodarstw emerytów oraz niższy poziom wydatków w tych gospodarstwach (w porównaniu z pracowniczymi) na wszystkie pozostałe cele we wszystkich niemal grupach dochodowych w obu porównywanych okresach.

T a b e l a 4.18

Struktura wydatków w wybranych grupach gospodarstw domowych dwuosobowych w latach 1981 i 1982

Grupy wydatków	Struktura wydatków (w %) w gospodarstwach domowych w wyróżnionych grupach dochodowych							
	60 001-72 000		72 001-84 000		60 001-72 000		72 001-84 000	
	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów
	1981				1982			
Ogółem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Żywność	36,5	39,3	35,2	39,9	57,2	60,2	51,6	58,7
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	6,3	6,2	6,6	5,3	6,1	8,2	6,0	7,7
Mieszkanie	12,6	12,3	14,1	10,8	7,1	6,1	8,9	7,0
Odzież i obuwie	17,2	13,3	16,0	19,4	10,7	6,5	12,0	6,4
Opał, energia elektryczna i ciepła	2,8	3,4	2,5	2,9	3,8	5,0	3,6	4,6
Higiena osobista i ochrona zdrowia	3,9	4,7	3,8	4,4	3,3	3,1	3,4	3,4
Kultura, oświata, wychowa- nie, sport, turystyka i wypoczynek	9,5	10,8	10,0	6,1	7,7	5,1	9,2	6,9
Transport i łączność	6,7	3,2	6,8	5,1	2,0	1,9	3,0	2,4
Usługi i wydatki osobno nie wymienione	4,5	6,8	5,0	6,1	2,1	3,9	2,3	2,9

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.14.

Porównanie wydatków 3 i więcej osobowych gospodarstw pracowniczych i gospodarstw emerytów
w wybranych grupach dochodowych i w wyróżnionych latach

Grupy wydatków	Stosunek wydatków gospodarstw domowych emerytów do wydatków gospodarstw domowych pracowniczych (w %)							
	12 001- -15 000	24 001- -30 000	12 001- -15 000	24 001- -30 000	36 001- -48 000	48 001- -60 000	48 001- -60 000	72 001- -84 000
	1975		1976		1981		1982	
Ogółem	97,3	101,7	96,3	101,2	93,3	94,8	99,2	103,7
Żywność	108,5	118,7	106,7	126,5	109,1	115,4	112,5	113,1
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	78,0	91,6	106,4	88,1	111,4	123,5	107,5	99,6
Odrzież i obuwie	88,3	86,1	71,7	91,6	87,4	89,6	70,3	86,1
Mieszkanie	90,2	84,0	82,7	64,1	67,9	74,8	68,1	66,8
Opał, energia elektryczna i ciepła	130,4	163,1	131,4	122,2	126,5	106,0	121,1	140,1
Higiena osobista i ochrona zdrowia	89,9	112,6	125,6	102,0	98,2	108,2	92,3	98,2
Kultura, oświata, wychowa- nie, sport, turystyka i wypoczynek	94,3	84,5	73,0	89,6	63,1	70,9	76,2	66,8
Transport i łączność	50,4	97,7	77,4	60,8	71,0	49,8	67,3	165,5
Usługi i wydatki osobno nie wymienione	54,9	61,5	67,8	80,7	106,2	92,4	130,4	159,5

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.14.

Godny podkreślenia jest fakt, że wystąpiło bardzo duże zróżnicowanie (od 101 do 163%) wskaźników charakteryzujących stosunek wydatków na opał i energię elektryczną w gospodarstwach emerytów i gospodarstwach pracowniczych.

Znacznie mniejsze różnice wystąpiły przy porównaniu wydatków na żywność (wskaźniki wahają się w granicach 107-126%), ale i w tym przypadku we wszystkich badanych grupach dochodowych wydatki w gospodarstwach emerytów są wyższe niż w gospodarstwach pracowniczych. Znacznie mniej natomiast wydaje się w rodzinach emerytów na transport i łączność, na ogół również mniej na mieszkanie oraz na kulturę, oświatę, sport i wypoczynek. A więc w gospodarstwach najliczniejszych wystąpiły nieco inne różnice w poziomie wydatków gospodarstw emerytów i pracowniczych, niż to miało miejsce w poprzednio analizowanych grupach gospodarstw.

Zaobserwowane różnice w poziomie wydatków w grupach jednorodnych z punktu widzenia wielkości dochodów sprawiły, że struktura wydatków według głównych celów wydatkowych jest różna w porównywalnych podzbiorach gospodarstw. Wskaźniki struktury dla 4 badanych lat przedstawiamy w tab. 4.20 i 4.21.

W gospodarstwach trzy i więcej osobowych - podobnie jak w poprzednio rozpatrywanych grupach gospodarstw - ok. połowy wydatków pochłaniały artykuły żywnościowe, przy czym w latach osiemdziesiątych, a zwłaszcza w roku 1982 udział ten wyraźnie wzrósł w obu społecznych grupach gospodarstw. Dwie następne pozycje to odzież i obuwie oraz mieszkanie. Warto przy tym zwrócić uwagę na zmniejszenie się wielkości różnic (w punktach procentowych) w tej grupie gospodarstw w porównaniu z gospodarstwami jedno i dwuosobowymi. W gospodarstwach pracowniczych i w tym przypadku wydaje się większy odsetek dochodów na odzież i obuwie niż w gospodarstwach emerytów, a różnice te wahają się w granicach 1-8 punktów procentowych. Wzrosła natomiast "przewaga" gospodarstw pracowniczych w udziale wydatków na transport i łączność oraz na alkohol i tytoń. Zdecydowanie mniejszy odsetek stanowią w gospodarstwach pracowniczych wydatki na żywność (względne różnice wahają się w granicach 1-10 punktów procentowych); różnice o podobnym kierunku wystąpiły także w udziale wydatków na opał i energię elektryczną. Można więc powiedzieć, że potwierdziły się w tej grupie gospodarstw niektóre prawidłowości.

Struktura wydatków w wybranych grupach gospodarstw domowych
3 i więcej osobowych w latach 1975 i 1976

Grupy wydatków	Struktura wydatków (w %) w gospodarstwach domowych w wyróżnionych grupach dochodowych							
	12 001-15 000		24 001-30 000		12 001-15 000		24 001-30 000	
	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów
	1975				1976			
Ogółem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Żywność	48,0	53,5	39,5	46,0	50,9	56,5	40,0	50,1
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	4,1	3,3	4,3	3,9	4,2	4,6	4,9	4,2
Odzież i obuwie	15,3	13,9	17,3	14,6	15,6	11,6	16,3	14,8
Mieszkanie	10,9	10,1	13,2	10,9	10,1	8,7	12,6	8,0
Opał, energia elektryczna i ciepła	3,9	5,3	3,2	5,1	4,0	5,4	3,4	4,1
Higiena osobista i ochrona zdrowia	3,2	3,0	3,3	3,6	3,0	4,0	3,4	3,4
Kultura, oświata, wychowa- nie, sport, turystyka i wypoczynek	7,3	7,0	10,4	8,6	6,5	5,0	10,7	9,4
Transport i łączność	4,6	2,4	5,0	4,8	3,9	2,3	5,0	3,0
Usługi i wydatki osobno nie wymienione	2,7	1,5	3,8	2,5	2,8	1,9	3,7	3,0

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.14.

Struktura wydatków w wybranych grupach gospodarstw domowych
3 i więcej osobowych w latach 1981 i 1982

Grupy wydatków	Struktura wydatków (w %) w gospodarstwach domowych w wyróżnionych grupach dochodowych							
	36 001-48 000		48 001-60 000		48 001-60 000		72 001-84 000	
	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów	pracow- niczych	emery- tów
	1981				1982			
Ogółem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Żywność	38,5	45,0	35,4	43,1	54,0	61,2	48,0	52,3
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	5,6	6,7	5,7	7,4	6,6	7,1	6,5	6,2
Odzież i obuwie	17,0	15,9	17,1	16,2	11,3	8,0	11,9	9,9
Mieszkanie	12,9	9,4	12,7	10,0	9,1	6,3	10,2	6,6
Opał, energia elektryczna i ciepła	2,6	3,6	2,4	2,7	3,3	4,1	2,8	3,8
Higiena osobista i ochrona zdrowia	3,4	3,6	3,4	3,9	2,7	2,5	2,8	2,6
Kultura, oświata, wychowa- nie, sport, turystyka i wypoczynek	10,5	7,1	11,5	8,6	7,2	5,6	10,2	6,6
Transport i łączność	5,3	4,0	7,4	3,9	3,6	2,5	4,7	7,5
Usługi i wydatki osobno nie wymienione	4,2	4,7	4,4	4,2	2,2	2,7	2,9	4,5

Ź r ó d ł o: Jak w tab. 4.14.

ci obserwowane w gospodarstwach dwuosobowych czy nawet jednoosobowych, ale stopień podobieństwa struktur wydatków uległ pewnym zmianom⁵⁰.

4.2.3. Wnioski końcowe

Spróbujmy na koniec sformułować pewne ogólne wnioski wynikające z przeprowadzonej analizy:

1. Nie stwierdzono wyraźnych zmian między latami względnej równowagi rynkowej i początkowymi latami kryzysu w odniesieniu do kierunku zaobserwowanych prawidłowości dotyczących różnic pomiędzy porównywanymi grupami gospodarstw.

2. We wszystkich badanych grupach gospodarstw domowych główne pozycje wydatków dotyczą żywności oraz tzw. osłony (mieszkanie, odzież i obuwie), przy czym w roku 1982 udział wydatków na żywność wzrósł poważnie w obu społeczno-ekonomicznych grupach gospodarstw. Ponieważ w analizie uwzględniono gospodarstwa domowe należące na ogół do "środkowych grup dochodowych", wydaje się, że spostrzeżenie to odnieść można do większości gospodarstw domowych w Polsce. Dodać przy tym należy, że właśnie w tych pozycjach wydatków wystąpiły na ogół największe różnice w udziałach wydatków pomiędzy porównywanymi podzbiorami gospodarstw domowych.

3. Zaobserwowane różnice nie są jednakowe przy porównywaniu gospodarstw domowych o różnej wielkości i tak:

- przy porównaniu wydatków na żywność we wszystkich grupach wydzielonych z punktu widzenia liczby osób obserwuje się przewagę udziału w tej pozycji w gospodarstwach emerytów nad jej udziałem w wydatkach gospodarstw pracowniczych, przy czym rozbieżności te powiększają się w miarę wzrostu wielkości gospodarstw domowych: o ile różnice te w gospodarstwach jednoosobowych wahały się w granicach -10,0 do 0,2 punktów procentowych, to w gospodarstwach dwuosobowych

⁵⁰ Zdajemy sobie sprawę, że o statystycznej istotności różnic między porównywanymi wskaźnikami struktury (szczególnie w przypadku, gdy różnice te są niezbyt duże) można twierdzić dopiero po zweryfikowaniu odpowiedniej hipotezy statystycznej. Trzeba jednak podkreślić, że analiza ta mogłaby być przeprowadzona w przypadku operowania zbiorem indywidualnych informacji z badań budżetów domowych.

od -8,8 do -3,8, zaś w gospodarstwach najliczniejszych od -10,1 do -1,3 punktów procentowych⁵¹,

- w przypadku odzieży i obuwia w gospodarstwach jednoosobowych występowały bardzo wyraźne, dodatnie różnice (dochodzące do ok. 9 punktów procentowych) w udziale wydatków na ten cel między gospodarstwami pracowniczymi i emerytów, podczas gdy w gospodarstwach dwuosobowych różnice te sięgały najwyżej 6 punktów procentowych, zaś w gospodarstwach najliczniejszych - ok. 4 punktów procentowych,

- w wydatkach na mieszkanie obserwuje się niewielkie ujemne różnice w udziale tej pozycji między porównywanymi podzbiorami jednoosobowych gospodarstw pracowniczych i emerytów, dodatnie na ogół różnice (mieszczące się w granicach 1-3 punktów procentowych) w gospodarstwach dwuosobowych oraz dodatnie i nieco większe różnice (dochodzące do 4-6 punktów procentowych) w najliczniejszych gospodarstwach domowych.

4. Z pozostałych głównych pozycji wydatkowych wraźne różnice w ich udziale w wydatkach całkowitych występowały między badanymi podzbiorami w grupie wydatków ponoszonych na kulturę, oświatę, sport i wypoczynek, przy czym o ile w gospodarstwach jednoosobowych nie obserwuje się wyraźnej prawidłowości, to w gospodarstwach pozostałych (dwu oraz trzy i więcej osobowych) występuje na ogół przewaga udziału wydatków na transport i łączność w trzy i więcej osobowych gospodarstwach pracowniczych. Natomiast większą część wydatków na opał oraz energię elektryczną i ciepłą przeznaczają gospodarstwa emerytów. Wydaje się, że fakt ten można wytłumaczyć tym, że "starsze" gospodarstwa (emeryci) stosunkowo częściej niż "młodsze" (pracowniczcy) zajmują mieszkania w starym budownictwie, co wymaga ponoszenia pewnych kosztów związanych z ogrzaniem mieszkania. Wydatki na ogrzanie mieszkania w nowoczesnym budownictwie w kalkulowane są natomiast do kosztów komornego i zaliczane do pozycji wydatkowej "mieszkanie". Początek lat pięćdziesiątych nie przyniósł wyraźnych zmian w relacjach między realizowanymi wzorami konsumpcji porównywanych podzbiorów gospodarstw. Dopiero objęcie badaniem następnych lat wskaże, czy skutki kryzysu w jednakowy sposób ujawniają się w decyzjach konsumpcyjnych ludności. Nie zaobserwowano natomiast

⁵¹ Przypomnijmy raz jeszcze, że mamy tu na myśli różnice w udziałach wydatków (w odsetkach) w badanych podzbiórach gospodarstw domowych pracowniczych i emerytów.

prawidłowości w różnicach udziałów wydatków na alkohol i wyroby tytoniowe oraz na higienę osobistą i ochronę zdrowia. Warto jednak w tym miejscu przypomnieć, że wielkość wydatków na pierwszy z tych celów wydatkowych odbiega w znacznym stopniu od rzeczywistości. Wynika to z jednej strony z faktu, że część tych wydatków wliczana jest do żywienia zbiorowego (restauracje), z drugiej strony, że ich wielkość jest systematycznie zaniżana przez obserwowane gospodarstwa domowe.

5. Zbliżony poziom średnich dochodów na osobę w porównywanych podzbiorach gospodarstw domowych (należących do tej samej grupy dochodowej) pozwala również na bezpośrednie porównywanie wielkości średnich wydatków pieniężnych (w zł na osobę) na główne grupy wydatków. I tu największe względne różnice w poziomie wydatków w porównywanych podzbiorach gospodarstw wystąpiły w grupie "odzież i obuwie", gdzie we wszystkich rodzajach gospodarstw domowych (według wielkości), gospodarstwa pracownicze ponosiły znacznie większe wydatki w porównaniu z gospodarstwami emerytów, przy tym różnice te malały w miarę zwiększania się wielkości gospodarstw domowych.

6. Odwrotna prawidłowość obserwowana była w poziomie wydatków na opał, energię elektryczną i ciepłą. Na ten cel wydatkowy przeznaczwały więcej pieniędzy gospodarstwa emerytów (bez względu na wielkość gospodarstwa), przy czym różnice te rosły w miarę zwiększania się liczby osób w gospodarstwie.

7. Warto omówienia są również różnice w wielkości wydatków w porównywanych podzbiorach na kulturę, oświatę, wychowanie, sport, turystykę i wypoczynek. I tak:

- w gospodarstwach jednoosobowych, w początkowych latach (1975 i 1976), obserwujemy wyższe wydatki w gospodarstwach emerytów, natomiast w latach kryzysu (1981 i 1982) poziom tych wydatków był znacznie wyższy w gospodarstwach pracowniczych (tab. 4.13),

- w gospodarstwach dwuosobowych (tab. 4.16) oraz trzy i więcej osobowych (tab. 4.19) wydatki te były na ogół wyższe w gospodarstwach pracowniczych. Wydaje się, że różnice te spowodowane są głównie odmienną strukturą tych gospodarstw według wieku (większym udziałem ludzi młodszych w gospodarstwach pracowniczych).

8. Odmiennie kształtowały się wydatki na transport i łączność w gospodarstwach pracowniczych i emerytów, a mianowicie:

- w jednoosobowych i dwuosobowych gospodarstwach pracowniczych

wydawano na ogół mniej na ten cel wydatkowy niż w gospodarstwach emerytów,

- w gospodarstwach najliczniejszych notuje się natomiast na ogół wyższy poziom wydatków w gospodarstwach pracowniczych.

9. Analizując wydatki na żywność, należy stwierdzić, że prawidłowości obserwowane są tylko w gospodarstwach dwuosobowych i najliczniejszych, gdzie poziom poniesionych wydatków na ten agregat wydatkowy jest wyższy w gospodarstwach emerytów.

Przeprowadzona analiza pozwoliła na zaobserwowanie pewnych prawidłowości w różnicach realizowanych wzorów konsumpcji w porównywanych podzbiorach gospodarstw, występujących mimo identycznej wielkości gospodarstwa i zbliżonego poziomu dochodów. Fakt istnienia tych różnic będzie w pewnym stopniu określał przyszłe zmiany w sposobie gospodarowania rodzin w naszym społeczeństwie, charakteryzującym się - jak wcześniej wspomnieliśmy - wyraźnym wzrostem odsetka osób utrzymujących się z niezarobkowych źródeł utrzymania. Uzyskany obraz może jednak służyć tylko do zarysowania pewnych tendencji; nie można natomiast na jego podstawie dokładnie ocenić wysokości różnic w punktach procentowych, gdyż mogą być one odmienne dla poszczególnych grup dochodowych w kolejnych latach. Należy podkreślić, że lata kryzysu (szczególnie ostatni obserwowany rok 1982) przyniosły pewne zmiany w strukturze wydatków, ale zmiany te wystąpiły w budżetach obu podzbiorów gospodarstw. Stąd też, w dalszym ciągu - mimo kryzysu i reglamentacji wielu artykułów - występują różnice między realizowanymi wzorami konsumpcji w porównywalnych ekonomiczno-społecznych grupach gospodarstw.

Przeprowadzona w niniejszym opracowaniu analiza dotyczyła jedynie głównych grup wydatkowych. Niemniej ważne jest - naszym zdaniem - zbadanie wpływu wyróżnionych cech na realizowany popyt konsumpcyjny dla bardziej szczegółowych celów wydatkowych. Realizacja tego zadania będzie przedmiotem dalszych zainteresowań autorów.

STUDIES ON CONSUMPTION AND MARKET IN CONDITIONS OF CRISIS

In this work there are presented the results of studies carried out by the members of Research Unit on Consumption and Living Conditions from the Institute of Econometrics and Statistics, University of Lodz, and it is an attempt at multidimensional evaluation of the impact of crisis in the early eighties on consumption reactions and behaviours of households.

Chapter One deals with methods allowing to estimate the size of unsatisfied demand for certain foodstuffs, with a special attention being focussed on price indicators of disequilibrium.

Chapter Two discusses the results yielded by application of econometric models for elaborating forecasts of purchases of durable consumer goods and utilization of these models for assessing the size of unsatisfied demand.

Chapter Three contains the results of analysis on impact of different factors on the volume and structure of consumption. Special attention has been devoted here to demographic and social factors. Comparison of estimates for the years 1973-1976 and 1979-1982 has allowed to determine changes in the observed interrelationships, which appeared in the period of economic crisis.

Finally, Chapter Four describes an attempt to analyze the impact of crisis on changes in the level, structure and forms of consumption in households and on differentiated effects on crisis on budgets in different household groups.

PODSTAWOWA LITERATURA

1. C n a r e m z a W., Ekonometryczne modele opisujące brak równowagi; opracowanie w ramach Problemu Węzłowego R. III. 9., Sopot, cz. I, 1977, cz. II, 1978.
2. Ekonometria, red. M. K r z y s z t o f i a k, Warszawa 1978.
3. Ekonometryczne modele rynku, t. 2, Modele konsumpcji, red. W. W e l f e, Warszawa 1978.
4. Ekonometryczne modele rynku, t. 3. Modele popytu konsumpcyjnego i równowagi rynkowej, red. W. W e l f e, Warszawa 1982.
5. F r y d r y c h - t o p a t a Z., W e l f e W., Konsumpcja a wielkość i struktura gospodarstwa domowego, "Studia Prawno-Ekonomiczne" 1974, t. XXX.
6. G ó r e c k i B., T o p i ń s k a J., W i ś n i e w s k i M., Hipoteza przyszłej konsumpcji, "Życie Gospodarcze" 1983, nr 47.
7. Haushalt, private. Sonderdruck aus Handwörterbuch der Wirtschaft 3/4 Lieferung, wyd. J. F i s c h e r, Stuttgart u. N. York 1976.
8. H e l l w i g Z., Rozważania nad istotą modelu ekonometrycznego, "Ekonomista" 1974, nr 2.
9. H e l l w i g Z., Schemat budowy prognozy statystycznej, "Przegląd Statystyczny" 1967, t. 14, z. 2.
10. H e l l w i g Z. [red.], Zarys ekonometrii, Warszawa 1970.
11. K a n t e c k i A., Model konsumpcji - stabilizacja czy ewolucja, "Handel Wewnętrzny" 1983, nr 3.
12. Konsumpcja i rynek w dobie kryzysu, cz. I, II, III, IV, Warszawa 1983.

13. K r a s i ń s k i Z., S z u l c e H., Podwyżka cen a zmiany w poziomie i strukturze spożycia żywności, "Handel Wewnętrzny" 1982, nr 5/6.
14. K u d r y c k a I., Ekonometryczne badania popytu na radiod odbiorniki i telewizory w oparciu o wyniki badań ankietowych, "Handel Wewnętrzny" 1965, nr 3.
15. K u d r y c k a I., Metody ekonometrycznej analizy popytu na dobra trwałe, Warszawa 1969.
16. K u d r y c k a I., Modele popytu na dobra trwałego użytku, Warszawa 1965.
17. L e a m e r E. E., Is it a Demand Curve or is it a Supply Curve. Partial Identification through Inequality Constraints, "The Review of Economics and Statistics", August 1981, vol. LXIII.
18. M i c h a l a k K., S t a r z y ń s k a W., Application of Disequilibrium Indicators in Econometric Models of Some Foodstuffs Markets. Referat wygłoszony na konferencji: Problemy budowy i estymacji dużych modeli ekonometrycznych, 1979° [maszynopis].
19. M i c h a l a k K., S t a r z y ń s k a W., Ekonometryczna analiza procesów ekonomicznych na rynku nabiału i jaj, "Przegląd Metod Badania Rynku" [IHWiU Warszawa] 1981, z. 1.
20. M i c h a l a k K., S t a r z y ń s k a W., Zastosowanie indyktorów nierównowagi w ekonometrycznych modelach rynków niektórych artykułów żywnościowych, "Przegląd Metod Badania Rynku" [IHWiU Warszawa] 1980, z. 1.
21. O p a r a M., Ekonometryczna analiza popytu na wybraną grupę radiod odbiorników, "Przegląd Statystyczny" 1966, t. 13, z. 1.
22. O teoriach rozwoju współczesnego kapitalizmu, red. M. N a s i ł o w s k i, Warszawa 1978.
23. P a ł a s z e w s k a - R e i n d l T., Konsument na rynku w pierwszym etapie wprowadzania reformy gospodarczej, "Handel Wewnętrzny" 1982, nr 5/6.
24. P a ł a s z e w s k a - R e i n d l T., Mieć czy być?, "Życie Gospodarcze", 1983, nr 51/52.
25. P a ł a s z e w s k a - R e i n d l T., Gospodarstwa domowe w warunkach kryzysu, [w:] Konsumpcje i rynek w dobie kryzysu, Warszawa 1983.

26. P o r a z i ń s k a E., Własności typowych funkcji stosowanych w badaniach ekonometrycznych, "Zeszyty Naukowe UL" 1973, S. III, nr 19.
27. S m u l s k a G., Życie w kryzysie, "Życie Gospodarcze" 1983, nr 10.
28. Ś w i e t l i k o w s k a U., Najważniejsze przedsiębiorstwo, "Życie Gospodarcze" 1983, nr 38.
29. U t n i c k i T., Prognozy popytu konsumpcyjnego na dobra trwałego użytku, Problem węzłowy 13.2 [maszynopis].
30. W e l f e A., Ekonometryczna analiza popytu na dobra nieżywnościowe w warunkach niedostatecznej podaży, "Wiomości Statystyczne" 1984, nr 1.
31. W i ę c e k J., Analiza zmian popytu konsumpcyjnego na podstawie danych z budżetów rodzinnych, "Studia Prawno-Ekonomiczne" 1983, t. XXX.
32. Z a b r z e w s k i R., Konsument w kryzysie, "Życie Gospodarcze" 1983, nr 42.
33. Z a r z y c k a Z., Praca zawodowa kobiet a budżet rodziny, Łódź 1982.
34. Z a r z y c k a Z., K a z i m i e r c z a k W., Zapotrzebowanie na usługi bytowe w Łodzi na tle innych wielkich miast w Polsce, "Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki UL" 1976, S. 8, nr 5.

